

Aus der Fachrichtung Biometrie (WE 11) und der
Fachrichtung Lebensmittelhygiene (WE 5) des Fachbereiches
Veterinärmedizin der Freien Universität Berlin

SEQUENTIELLE UNTERSUCHUNGSPLÄNE
ZUR INNERBETRIEBLICHEN ÜBERWACHUNG
DES QUALITÄTSNIVEAUS VON FLEISCHERZEUGNISSEN

Inaugural-Dissertation
zur
Erlangung des Grades eines Doktors der Veterinärmedizin
an der Freien Universität Berlin

vorgelegt von
Franz-Josef Kretschmer
Tierarzt aus Berlin

Berlin 1973

Journal-Nr.: 822

Aus der Fachrichtung Biometrie (WE 11) und der
Fachrichtung Lebensmittelhygiene (WE 5) des Fachbereiches
Veterinärmedizin der Freien Universität Berlin

SEQUENTIELLE UNTERSUCHUNGSPLÄNE
ZUR INNERBETRIEBLICHEN ÜBERWACHUNG
DES QUALITÄTSNIVEAUS VON FLEISCHERZEUGNISSEN

Inaugural-Dissertation
zur
Erlangung des Grades eines Doktors der Veterinärmedizin
an der Freien Universität Berlin

vorgelegt von
Franz-Josef Kretschmer
Tierarzt aus Berlin

Berlin 1973

Journal-Nr.: 822

Gedruckt mit Genehmigung des
Fachbereiches Veterinärmedizin
der Freien Universität Berlin

Vorsitzender: Prof. Dr. H.-J. Sinell

Referent: Prof. Dr. H. Weiß

Korreferent: Prof. Dr. H.-J. Sinell

Tag der Promotion: 11.7.1973



I N H A L T

	Seite
A Einleitung und Problemstellung	5
B Entwicklung optimaler Stichprobenpläne zur innerbetrieblichen Qualitätsüberwachung von Fleischerzeugnissen	
1 Einfacher Stichprobenplan	10
2 Mehrstufige Stichprobenpläne	24
3 Sequentielle Zweientscheidungspläne auf der Grundlage der Binomialverteilung	38
4 Sequentielle Dreientscheidungspläne auf der Grundlage der Binomialverteilung	55
5 Sequentielle Dreientscheidungspläne auf der Grundlage der Normalverteilung	76
C Beispielhafte Anwendung sequentieller Dreientscheidungspläne	
1 Bindegewebe in grober Mettwurst als qualitativ ermitteltes Merkmal	81
2 Skelettmuskelanteil in Gulaschkonserven sowie Grobfleischanteil von Bierschinken als quantitativ ermittelte Merkmale	88
D Diskussion	103
E Zusammenfassung	107
Literaturverzeichnis	I - VII



Digitized by the Internet Archive
in 2026

A. Einleitung und Problemstellung
=====

Der Schutz des Verbrauchers vor verfälschten Fleisch- und Wurstwaren leitet sich als wesentliche Aufgabe der tierärztlichen Lebensmittelüberwachung aus § 4 des Lebensmittelgesetzes her. Nur durch fortlaufende Qualitätskontrolle anhand charakteristischer Merkmale kann die Gefahr der Übervorteilung durch geringwertige Produkte begrenzt werden. Dient hierbei die Ermittlung qualitätsmindernder Bestandteile - z. B. Fett, Wasser oder Bindegewebe - als Beurteilungsgrundlage, wird von einer Negativbewertung gesprochen. Andererseits besteht die Möglichkeit, den Genuß- und Nährwert einer Ware durch ihre qualitätsbestimmenden Komponenten zu beurteilen. Eine solche Positivbewertung, wie sie für das Deutsche Lebensmittelbuch vorgesehen ist, stützt sich auf den absoluten Gehalt an bindegewebe- und fettgewebefreiem Muskelfleisch (KOTTER, 1970 a, 1970 b; KOTTER und KRAUSSE, 1969; PRÄNDL, 1965).

Je nach Art und Güteklasse eines Fleischerzeugnisses wurden Normwerte festgesetzt, welche die Mindestanforderungen für die wertbestimmenden Bestandteile bzw. die höchstzulässigen Anteile der wertmindernden Komponenten angeben. Diese Grenzwerte sollen ein Qualitätsniveau gewährleisten, das im Rahmen der allgemeinen Verkehrsauffassung den Konsumenten vor Übervorteilung bewahrt. Sowohl die konkrete und berechtigte Verbrauchererwartung als auch der redliche Herstellungs- und Handwerksgebrauch haben diese speziellen Qualitätsnormen geformt. Sie sind in Rechtsvorschriften, amtlichen Verlautbarungen sowie Richtlinien oder Leitsätzen enthalten. Weiterhin werden Grenzwerte aus anerkannten Rezepturangaben, gutachtlichen Äußerungen und Publikationen in der Fachliteratur abgeleitet (BARTELS und GERIGK, 1967; KRAAK, 1972).

Derartige Beurteilungsnormen können jedoch nicht ausschließlich nach den Vorstellungen über die rezepturbedingte Zusammensetzung einer Ware fixiert werden. Vielmehr sind eine Reihe kaum zu standardisierender Unsicherheitsfaktoren zu berücksichtigen. So wurden Toleranzen in den Grenzwert miteinbezogen, welche die zulässige Inhomogenität des Ausgangsmaterials, die unterschiedlichen technologischen Einflüsse und den Analysefehler beinhalten (BARTELS und GERIGK, 1967; GRAU, 1970; GRÜTTNER, 1968; MONTAG, 1970; RATHKE, 1969; STÜBLER, 1968). Selbst für heterogene Fleischerzeugnisse sind die Qualitätsansprüche so gewählt, daß bei gewerbeüblicher Rezeptur und Herstellung auch die zufällig geringwertigen Einheiten nicht zu beanstanden sind (BARTELS und RISTOW, 1970; DÄNZIGER, 1966; DOLLENDORF, 1963; LINKE und SCHEPER, 1966; THALACKER, 1967; WEISS und HILDEBRANDT, 1971 a). Als Beispiel mag Bierschinken dienen, der bei einem Grobfleischanteil von meist über 60% in der Einzelprobe 45% nicht unterschreiten darf (MÜNCH und SCHNEIDERHAN, 1972).

Die Kontrollfunktion der Überwachungsbehörde erstreckt sich lediglich auf die Frage, ob ein Fleischerzeugnis auch in der Einzelprobe den entsprechenden Qualitätsansprüchen genügt. Der Hersteller dagegen ist nicht nur gezwungen, diese Minimalforderungen zu garantieren, er muß gleichzeitig möglichst kostengünstig produzieren. Innerhalb einer Qualitätsstufe hochwertige und damit verhältnismäßig teure Ware zu erstellen, ist ihm aus ökonomischen Gründen nicht immer möglich. Gerade bei Massenartikeln, die einem starken Preisdruck ausgesetzt sind, werden die Toleranzen weitgehend ausgenutzt und nahe am Grenzwert produziert. Trotz Beanstandungsgefahr wird er die Ware sogar direkt auf den Grenzwert einstellen, wenn es eine außerordentliche Konkurrenzsituation erfordert. In solchen Fällen ist allerdings der Sinn eines Grenzwertes als minimaler Qualitätsanspruch, der alle Unsicher-

heitsfaktoren bei der Herstellung und Überprüfung eines Lebensmittels zugunsten des Produzenten berücksichtigt, nicht mehr erfüllt. Für diese Entwicklung zeichnet jedoch auch ein Versäumnis der Überwachungsbehörde verantwortlich. Bisher liegen keine verbindlichen Rezepturangaben vor, wie ein nach redlichem Handwerksgebrauch erstelltes Fleischerzeugnis im Mittel beschaffen sein sollte.

Will ein Hersteller seine eigene Produktion überprüfen, um die Spanne zwischen der effektiven Beschaffenheit seines Erzeugnisses und dem Grenzwert auf das zulässige Minimum zu reduzieren, muß er die durchschnittliche Zusammensetzung und die Streuungsmöglichkeiten seiner Ware kennen. Die Untersuchung von Einzelproben, wie in der Überwachung üblich, bringt ihm kaum die entsprechende Information. Zur umfassenden Charakterisierung einer Grundgesamtheit sind größere Probenzahlen notwendig, wobei zwei prinzipielle Möglichkeiten bestehen. Vollständig abgesicherte Aussagen erbringt allein die Gesamtuntersuchung einer übergeordneten Produktionseinheit. Vom ökonomischen Standpunkt jedoch ist dieses Verfahren nur vertretbar, wenn die Kosten relativ gering sind und das Erzeugnis durch die Analyse nicht zerstört wird, d. h. uneingeschränkt verkaufsfähig bleibt. Als zweiter Weg bietet sich die Qualitätsbeurteilung auf Stichprobenbasis *) an. Hierbei werden Aussagen über die Zusammensetzung einer Grundgesamtheit (= Bezugsgesamtheit, Charge) aus dem Untersuchungsergebnis einer Teilmenge (Stichprobe) abgeleitet. Das Prinzip einer Auswahl von repräsentativen Untereinheiten läßt sich auf allen Gebieten der Qualitätskontrolle anwenden (HANSEN, 1968; HEROLD, 1970; NAEVE und RÖGNER, 1971; ZABOKLICKI, 1971).

*) Der Begriff "Stichprobe" ist ein der Metallurgie entlehnter Ausdruck. Vor den Hochöfen stand ursprünglich ein "Stichherd", aus dem ein Teil der Schmelzmasse mit dem Probenlöffel entnommen wurde (KLUGE, 1960).

Es darf aber nicht vergessen werden, daß Stichproben ausschließlich in Form einer zufallsmäßigen Erhebung gezogen werden müssen. Nur unter dieser Voraussetzung ist es möglich, aus der Stichprobe unverzerrt auf die Grundgesamtheit zu schließen. Die Gefahr dieses Vorgehens besteht in einer gewissen Ungenauigkeit, weil jedes Stichprobenergebnis - bezogen auf die Grundgesamtheit - mit einem Zufallsfehler (Stichprobenfehler) behaftet ist.

Zielsetzung und Auswertung einer Untersuchung auf Stichprobenbasis durch den Hersteller können nicht nach den für die Überwachung verbindlichen Kriterien erfolgen. Lebensmittelrechtlich bedeutsam ist nur die Entscheidung, ob eine Ware mit vorgegebener Wahrscheinlichkeit die Qualitätsnormen erfüllt. Die entsprechenden Prüfverfahren sind so ausgelegt, daß allein die Tatsache einer Grenzwertüber- bzw.-unterschreitung, aber nicht ihre absolute Höhe erfaßt wird (GERIGK, 1969; KOTTER, 1970 a; MATTHIES, 1969; WEISS und HILDEBRANDT, 1971 a). Die Ablehnung eines Erzeugnisses als eine Entscheidungsmöglichkeit ist für die Kontrollorgane wie auch für den Hersteller gleichermaßen bedeutsam. Bleibt die Probe hingegen unbeanstandet, ergeben sich für die Überwachung keine weiteren Konsequenzen, während sich für den Produzenten die Frage nach der Wirtschaftlichkeit und damit Konkurrenzfähigkeit seines Erzeugnisses anschließt. Bei ausreichender Zusammensetzung kann das Produkt ein derart hohes Qualitätsniveau aufweisen, daß entweder der Preis heraufgesetzt oder die Rezeptur geändert werden muß. In der vorliegenden Arbeit werden statistische Untersuchungspläne erstellt und diskutiert, die dem Hersteller unter Berücksichtigung rechtlicher und ökonomischer Voraussetzungen eine Qualitätskontrolle seiner Produkte ermöglichen. Ohne einen limitierten Aufwand im Einzelfall zu überschreiten, sollten diese geschlossenen sequentiellen Prüfverfahren einen minimalen Unter-

suchungsaufwand (Stichprobenumfang) bei einer vorgegebenen Sicherheit für die folgenden drei Entscheidungen erwarten lassen:

1. Die Qualität des Produktes liegt unterhalb des geforderten Niveaus.
2. Die Qualität des Produktes liegt erheblich über dem geforderten Niveau, d. h. es wird unwirtschaftlich produziert.
3. Die Qualität des Produktes liegt in einem Bereich, der einerseits Beanstandungen durch die Überwachungsorgane ausschließt, andererseits optimale Wirtschaftlichkeit garantiert.

Die nach diesen Kriterien entwickelten Pläne zur betrieblichen Qualitätsüberwachung werden exemplarisch bei verschiedenen Fleischprodukten angewandt. Sie sollen bei inhomogenen Erzeugnissen (Gulasch, Bier-schinken) Aussagen über die Beschaffenheit der gesamten Charge ermöglichen, während sich die Überprüfung bei gut durchmischten Waren (Mettwurst) auf den jeweiligen Produktionsgang beschränkt.

B. Entwicklung optimaler Stichprobenpläne zur innerbetrieblichen Qualitätsüberwachung von Fleischerzeugnissen

1 Einfacher Stichprobenplan

Als "ideale Produktion" wird ein Herstellungsvorgang bezeichnet, bei dem ausschließlich normgerechte, d. h. fehlerfreie Einzelstücke anfallen. Unter den Bedingungen der industriellen Massenproduktion bleibt ein derartiger Idealzustand aus technisch-ökonomischen Gründen unerreichbar. Statt absolute Fehlerfreiheit zu verlangen, müssen folglich Hersteller als auch Abnehmer einen gewissen Prozentsatz an Schlechtstücken konzedieren. Die Anforderung besteht dann darin, daß dieser Ausschußanteil einen verbindlich festgelegten Sollwert nicht überschreiten darf. Soll eine sichere Bestimmung des Gehaltes an Schlechtstücken vorgenommen werden, läßt sich diese - abgesehen von methodischen Fehlermöglichkeiten - allein in Form einer Totaluntersuchung durchführen. Beim Vergleich des Resultats einer solchen vollständigen Erhebung mit dem Sollwert ergibt sich eindeutig, daß:

1. der relative Anteil an Schlechtstücken unterhalb des Sollwertes liegt,
2. dem Sollwert entspricht oder
3. den Sollwert überschreitet.

Zur Erläuterung mag folgendes Beispiel aus der fleischverarbeitenden Industrie dienen:

Für Gulaschkonserven, die nach ihrem Skelettmuskelanteil als "gut" oder "schlecht" bezeichnet werden, sei ein Sollwert (Grenz- bzw. Prüfwert) von $p_0 = 20\%$ "Schlechtdosen" vereinbart worden (vgl. GERIGK, 1969). Nach Überprüfung sämtlicher Dosen einer Charge kann sicher gesagt werden, ob die Bezugseinheit - gemessen am Sollwert - weniger, gleichviel oder mehr "Schlechtdosen" als gefordert enthält. Bedingt durch den Analysengang ist jedoch das untersuchte Erzeugnis nicht mehr verkaufsfähig, weshalb sich eine Totalerhebung von vornherein verbietet. Somit bleibt allein die Alternative, die Untersuchung auf eine Stichprobe zu

beschränken und aufgrund dieser, Aussagen über die Gesamtheit vorzunehmen. Liegen für eine bestimmte Produktionseinheit mehrere unabhängige Stichproben vor, dann werden die Ergebnisse umso stärker differieren, je mehr das untersuchte Merkmal in der Charge variiert. Diese Unterschiede können nicht vermieden werden. Sie lassen sich durch die zufällige Auswahl begründen und stellen den Stichprobenfehler dar, der erwartungsgemäß mit steigendem Stichprobenumfang abnimmt.

Aufgrund der Zufallsauswahl stellt der relative Anteil an Schlechtstücken in der Stichprobe lediglich eine unverzerrte Schätzung $\hat{p}$ für den wahren Gehalt in der Grundgesamtheit dar. Eine solche Punktschätzung allein sagt aber nichts über die Genauigkeit des Wertes p aus und sollte daher durch eine Intervallschätzung (Vertrauensbereich) ersetzt werden. Solche Bereiche umschließen (vor der Probennahme) mit vorzugebender Wahrscheinlichkeit den wirklichen Anteil an Schlechtstücken in der Bezugsgesamtheit. Eine absolut sichere Aussage ist auch hier nicht zu erreichen, weil sich bei einer Stichprobenerhebung infolge des Auswahlvorganges konkrete Schätzintervalle ergeben können, die unter- oder oberhalb des wahren Wertes liegen. Die Häufigkeit derartig unzutreffender Intervalle gibt der Fehler I. Art (α) an. Andererseits bezeichnet der Wert $(1-\alpha)$ die Sicherheit (Vertrauenswahrscheinlichkeit), mit der ein Schätzintervall den unbekannten Anteil der Grundgesamtheit überlagert.

Die Berechnung der Vertrauensbereiche setzt im konkreten Einzelfall die Kenntnis der Verteilung des untersuchten Merkmals in der Gesamtheit voraus. Im vorliegenden Beispiel der Gulaschkonserven wird das Merkmal als binomialverteilt ^{*)} angesehen, da nur voneinander unabhängige

*) exakt handelt es sich um eine hypergeometrische Verteilung, weil eine endliche Gesamtheit vorliegt, während die Binomialverteilung von einer unendlich großen Gesamtheit ausgeht. Letztere gilt jedoch als gute Annäherung bei relativ großen Gesamtheiten und vergleichsweise kleinen Stichproben.

Alternativbeurteilungen der einzelnen Dosen vorgenommen werden.

Vertrauensgrenzen in % für			
n	$\hat{p}$	$1 - \alpha = .95$	$1 - \alpha = .99$
10	0	0.00 - 30.85	0.00 - 41.13
10	10	0.25 - 44.50	0.05 - 54.43
10	20	2.52 - 55.61	1.09 - 64.82
10	30	6.67 - 65.25	3.70 - 73.51
10	40	12.16 - 73.76	7.68 - 80.91
10	50	18.71 - 81.29	12.83 - 87.17
10	60	26.24 - 87.84	19.09 - 92.32
20	0	0.00 - 16.84	0.00 - 23.27
20	10	1.23 - 31.70	0.53 - 38.71
20	20	5.73 - 43.66	3.58 - 50.66
20	30	11.89 - 54.28	8.46 - 60.96
20	40	19.12 - 63.95	14.60 - 70.09
20	50	27.20 - 72.80	21.77 - 78.23
100	0	0.00 - 3.62	0.00 - 5.16
100	10	4.90 - 17.62	3.82 - 20.20
100	20	12.67 - 29.18	10.84 - 32.12
100	30	21.24 - 39.98	18.90 - 43.06
1000	23	20.43 - 25.74	19.65 - 26.59

Tab. 1 Grenzen der Vertrauensbereiche einiger Stichproben mit Umfang (n) und prozentualer Anteil an Schlechtdosen ($\hat{p}$) bei vorgegebener Vertrauenssicherheit ($1-\alpha$) (DOCUMENTA GEIGY, 1968)

In Tab. 1 sind die Vertrauensbereiche einiger willkürlicher Stichprobenergebnisse für die Vertrauenssicherheiten .95 und .99 angegeben, wobei das Schätzintervall mit steigendem Umfang enger, mit größerer Vertrauenssicherheit jedoch breiter wird.

Der Vergleich eines Sollwertes (Beispiel: $p_0 = .20$) mit dem Vertrauensbereich kann als zweiseitiger statistischer Test aufgefaßt werden. Bereits vor der Stichprobenziehung müssen folgende Kriterien festgelegt sein:

- 1a. Die Prüf- oder Nullhypothese

$$H_0 : p = p_0 = .20$$

(Der relative Anteil entspricht dem Sollwert.)

- 1b. Die zusammengesetzte Alternativhypothese

$$H_1 : p = p_1 \neq .20$$

(Der relative Anteil an Schlechtstücken weicht vom Sollwert ab.)

2. Der Fehler I. Art (α)

(Er gibt die Wahrscheinlichkeit dafür an, daß die Nullhypothese, obwohl sie zutrifft, verworfen wird.)

3. Der Stichprobenumfang (n).

Umschließt nach realisierter Untersuchung das Vertrauensintervall nicht die Nullhypothese, wird von einem signifikanten Unterschied zu dem als Prüfgrundlage gewählten Sollwert gesprochen und die Nullhypothese verworfen. Daraus ergeben sich je nach Lage des Stichprobenanteils zum Sollwert zwei mögliche Schlußfolgerungen, die mit einer maximalen Irrtumswahrscheinlichkeit α (Fehler I. Art) behaftet sind:

1. Der wahre Anteil der Gesamtheit liegt unterhalb des Nullhypotheseanteils, d. h. die Charge wird als "gut" bewertet,

oder

2. Der wahre Anteil der Gesamtheit liegt oberhalb des Nullhypotheseanteils, d. h. die Charge wird als "schlecht" bewertet.

Befindet sich jedoch der Sollwert innerhalb des Vertrauensbereiches, wird üblicherweise die Nullhypothese akzeptiert, ohne dabei zu berücksichtigen, daß der wahre Wert der Gesamtheit zwar in der Nähe der Nullhypothese liegt, mit dieser aber nicht exakt übereinstimmen muß. Die Wahrscheinlichkeit, eine Nullhypothese anzunehmen, obwohl sie nicht richtig ist, entspricht dem Fehler II. Art (β).

Der Nachteil solcher statistischer Prüfverfahren mit nur einer konkreten Prüfhypothese und der Zusammenfassung aller anderen Möglichkeiten als Gegenhypothese besteht in der Unüberschaubarkeit des Fehlers II. Art. Aus diesem Grund ist das Akzeptieren einer Nullhypothese unter gleichzeitiger Ablehnung der Alternativhypothese als Entscheidung mit unkontrolliertem Risiko zu bezeichnen.

Die Unzulänglichkeit solcher Signifikanztests läßt sich jedoch ausschalten, indem für die Einfachstichprobenpläne beide Hypothesen konkretisiert werden ($H_0 : p = p_0$; $H_1 : p = p_1$ mit $p_1 > p_0$). Zwei in dieser Art definierte Hypothesen gestatten es, nicht nur einen Fehler I., sondern auch II. Art vorzugeben und einzuhalten. In einem weiteren Schritt werden beim praktischen Einsatz die ursprünglich einfachen Hypothesen in zusammengesetzte umgewandelt, womit sie auch alle Fälle unterhalb von p_0 bzw. oberhalb von p_1 umfassen ($H_0 : p \leq p_0$; $H_1 : p \geq p_1$). Durch diese Erweiterung der Hypothesen werden die festgelegten Risiken zwar nicht überschritten, können im Einzelfall jedoch erheblich unter den vorgegebenen Fehlergrenzen liegen.

Aus der Vorbedingung, daß die Alternativhypothese einen gewissen Abstand zur Prüfhypothese aufweisen muß, folgt die

mangelnde Differenzierbarkeit von Grundgesamtheiten innerhalb des Bereiches zwischen p_0 und p_1 (indifferenten Parameterbereich). Das zwischen den beiden Hypothesen ausgesparte Intervall stellt für alternative Prüfverfahren die Konsequenz aus der allen Stichprobenergebnissen eigenen Unsicherheit dar. Beim Fehlen dieses indifferenten Parameterbereiches könnte eine Entscheidung nur durch eine Totalerhebung herbeigeführt werden. Mit steigendem Abstand beider Hypothesen vermindert sich dann der erforderliche Stichprobenumfang, bis er in dem anderen Extremfall mit einem indifferenten Parameterbereich von 1.00 ($p_0 = 0.0$; $p_1 = 1.0$) den Wert Null annimmt. Untersuchungsaufwand und Intervallbreite müssen daher je nach Fragestellung aufeinander abgestimmt werden.

Durch Festlegung der Hypothesen und der ihnen zugeordneten maximalen Fehler existieren zwei a priori definierte Entscheidungen: Die Entscheidung L_0 bedeutet die Ablehnung von H_1 unter gleichzeitiger Annahme von H_0 ; die Entscheidung L_1 beinhaltet ein Verwerfen von H_0 und damit das Akzeptieren von H_1 . Gemessen am wahren Sachverhalt können diese Entscheidungen richtig oder falsch sein, die Wahrscheinlichkeit dafür veranschaulicht Tab. 2.

	Unter Gültigkeit von	
	H_0	H_1
	richtig	falsch
Entscheidung L_0	$> 1 - \alpha$	$\leq \beta$
	falsch	richtig
Entscheidung L_1	$\leq \alpha$	$> 1 - \beta$

Tab. 2

Den Konstruktionsmerkmalen einstufiger Stichprobenpläne entsprechend müssen vor Realisation der Untersuchung anhand der Hypothesen und Risiken der Stichprobenumfang (n) sowie die

Annahmehzahl (a) berechnet werden. Mit diesen beiden Größen ist für die Prüfung das Vorgehen bzw. die Strategie festgelegt. Entspricht nach erfolgter Stichprobenentnahme die Anzahl der empirisch gefundenen Schlechtstücke der Annahmehzahl oder unterschreitet sie diese, so wird die Gegenhypothese zugunsten der Prüfhypothese verworfen; liegt sie oberhalb der Annahmehzahl, wird die Prüfhypothese zugunsten der Alternativhypothese abgelehnt. Der benötigte Stichprobenumfang (n) und die Annahmehzahl (a) lassen sich näherungsweise wie folgt ermitteln (GRAF, HENNING, STANGE, 1966):

$$n \approx \left(\frac{u_{1-\alpha} + u_{1-\beta}}{\varphi_1 - \varphi_0} \right)^2 - \frac{1}{\varphi_1 \varphi_0} \quad (1)$$

wobei $u_{1-\alpha}$ und $u_{1-\beta}$ die entsprechenden Abszissenwerte der standardisierten Normalverteilung für $1-\alpha$ bzw. $1-\beta$ darstellen. φ_1 und φ_0 bezeichnen die arc-sin-transformierten Werte von p_1 und p_0 ;

$$a = np^* - \frac{1}{2} \quad (2)$$

mit p^* als zulässigem Schlechtanteil in der Stichprobe des Umfanges (n). Der Wert p^* errechnet sich aus

$$\varphi_0, \varphi_1, u_{1-\alpha} \text{ und } u_{1-\beta}.$$

Die einzelnen Konstruktionsschritte solcher klassischen Einfachstichprobenpläne sollen am Beispiel der Qualitätskontrolle von Gulaschkonserven verdeutlicht werden. Als Hypothesen werden folgende Begrenzungen um den Sollwert ($p = .20$) aufgestellt:

Die zusammengesetzte Prüfhypothese lautet

$$H_0 : p \leq p_0 = .15$$

und die zusammengesetzte Alternativhypothese entspricht

$$H_1 : p \geq p_1 = .25.$$

Diese Festlegung bedeutet, daß alle Chargen, die über 25%

Schlechtdosen enthalten, zu verwerfen sind, während solche mit weniger als 15% Ausschußanteil akzeptiert werden. Befindet sich der wahre Gehalt an Schlechtdosen zwischen 15 und 25%, wird es als bedeutungslos erachtet, welche der beiden Entscheidungen gefällt wird.

In diesem Beispiel bedeutet der Fehler I. Art (α) die Wahrscheinlichkeit für das Verwerfen der zutreffenden Nullhypothese. Fälschlicherweise würde die Alternativhypothese angenommen und daraus die Aussage abgeleitet, die Charge wäre nicht verkaufsfähig, weil sie 25% oder mehr Schlechtdosen enthält (Produzentenrisiko).

Der Fehler II. Art (β) (Konsumentenrisiko) gibt die Wahrscheinlichkeit an, mit der die konkrete Gegenhypothese zugunsten der Nullhypothese abgelehnt wird, obwohl die Gegenhypothese richtig ist, d. h. es wird irrtümlich behauptet, die Charge enthielte 15% oder weniger Schlechtdosen. Damit würde ein geringwertigeres Produkt als gefordert zum Verkauf gelangen.

Werden für die Kontrolle einer Charge Gulaschdosen diese Hypothesen und die Fehler mit $\alpha \leq 0.05$ und $\beta \leq 0.10$ angesetzt, ergeben sich aus (1) und (2) für

$$n \approx 134,3$$

und $a = 26,7.$

Für die praktische Anwendung kommen jedoch nur ganzzahlige Werte von n und a in Betracht, weshalb der Stichprobenumfang auf die nächste ganze Zahl aufgerundet wird ($n = 135$), um keine Erhöhung der Fehler in Kauf nehmen zu müssen. Bei Ermittlung der zugehörigen ganzzahligen Annahmehzahl a ist zu beachten, daß eine Abrundung den Fehler I. Art erhöhen würde, während umgekehrt eine Aufrundung andererseits den Fehler II. Art vergrößert. Die exakte Berechnung der Binomialverteilung für $n = 135$ ergibt folgende Fehler I. und II. Art:

Annahmezahl	(a)	26	27
Fehler I. Art	(α)	.070	.045
Fehler II. Art	(β)	.072	.105

Tab. 3

Der Forderung nach einem $\alpha \leq .05$ als auch einem $\beta \leq .10$ kann erst bei einem Stichprobenumfang $n = 136$ und der Annahmezahl $a = 27$ entsprochen werden ($\alpha = .049$ und $\beta = .097$). Unter 136 zu untersuchenden Gulaschkonserven dürfen folglich nicht mehr als 27 Dosen das Qualitätslimit unterschreiten, damit die Gesamtcharge nach den vorgegebenen Kriterien als "gut" bewertet werden kann. Höhere Schlechtdosenanteile führen dagegen zum Verwerfen der Bezugsgesamtheit.

Durch Stichprobenumfang und Annahmezahl ist die Strategie einer Stichprobenentnahme vorgegeben, wobei der Fehler I. und II. Art definitionsgemäß die Irrtumswahrscheinlichkeit für die Beurteilung von Grundgesamtheiten bezeichnen, die punktuell p_0 bzw. p_1 entsprechen. Mit steigendem Abstand des wahren Anteils vom indifferenten Parameterbereich nimmt die Fehlerhäufigkeit ab. Für Schlechtdosengehalte innerhalb dieses Intervalls übertrifft sie dagegen die vorgegebenen Risiken. Den Zusammenhang zwischen dem wahren Anteil und der Annahmewahrscheinlichkeit der Nullhypothese gibt die Annahmekennlinie oder Operationscharakteristik (OC-Funktion) wieder. Somit läßt die OC-Funktion erkennen, welche Wahrscheinlichkeit die Annahme der Prüfungshypothese besitzt, wenn ein bestimmter Schlechtdosenanteil (p) in der Charge vorliegt. Die exakte OC-Funktion wird für binomialverteilte Merkmale mit Hilfe der Formel

$$L(p) = \sum_{y=0}^a \binom{n}{y} p^y q^{n-y} \quad (3)$$

berechnet. In (3) bedeuten:

$L(p)$ = die Wahrscheinlichkeit der Annahme der Nullhypothese zugunsten der Alternativhypothese

y = die Anzahl der Schlechtdosen

a = die Annahmezahl

n = den Stichprobenumfang

p = den angenommenen wahren Anteil an Schlechtdosen in der Gesamtheit

q = $1 - p$.

Zum besseren Verständnis ist die Annahmekennlinie für das Beispiel der Qualitätskontrolle von Gulaschdosen in Abb. 1 graphisch dargestellt.

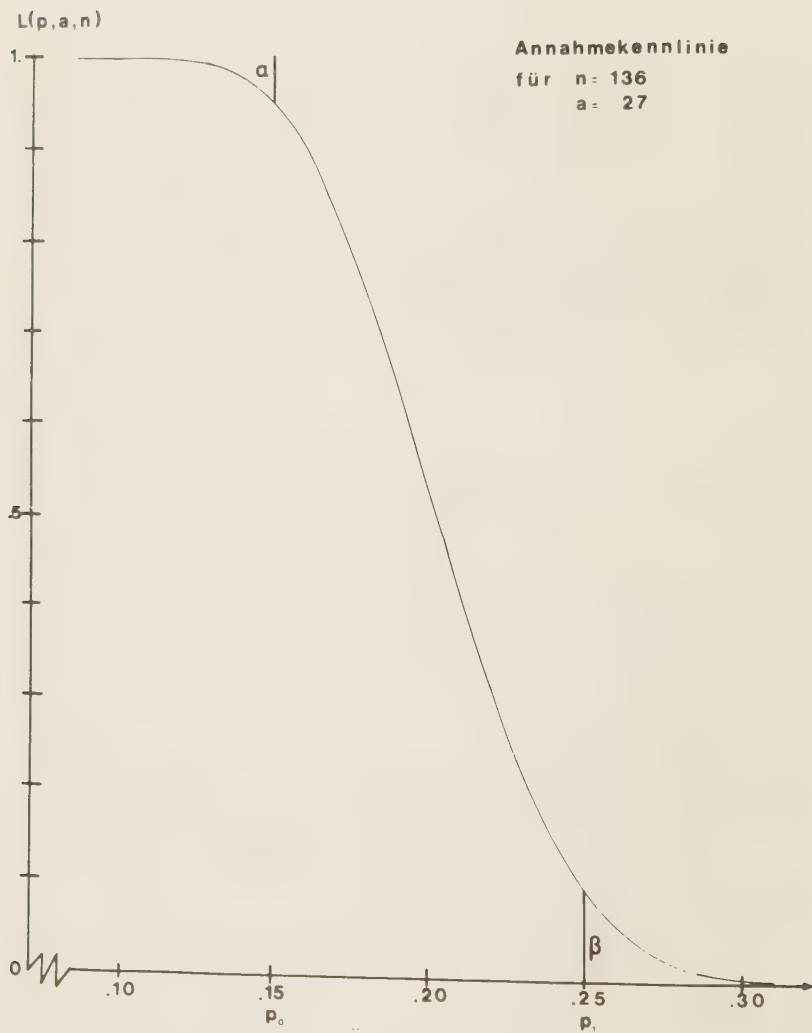


Abb. 1 Operationscharakteristik für einen einfachen Stichprobenplan mit $n = 136$ und $a = 27$

Die Abszisse (p) entspricht den möglichen Schlechtdosenanteilen in der Gesamtheit und die Ordinate ($L(p,a,n)$) bezeichnet die Wahrscheinlichkeit für die Annahme der Nullhypothese bei festgelegtem Stichprobenumfang und Annahmezahl. Die Fehler I. Art (α , Produzentenrisiko) und II. Art (β , Konsumentenrisiko) sind in der Graphik an den als Hypothesenanteilen formulierten relativen Schlechtdosenanteilen $p_0 = .15$ bzw. $p_1 = .25$ ablesbar. Die Ergänzung der Annahmewahrscheinlichkeit auf 1.00 an der Stelle $p_0 = .15$ ergibt das Produzentenrisiko, während das Konsumentenrisiko der Annahmewahrscheinlichkeit bei $p_1 = .25$ entspricht.

Aus Abb. 1 geht auch deutlich hervor, wie die Annahmewahrscheinlichkeit von H_0 für Grundgesamtheiten zwischen p_0 und p_1 von .95 auf .10 absinkt.

Bei einem Produzentenrisiko $\alpha = .005$ und Konsumentenrisiko von $\beta = .20$ schlägt GERIGK (1969) für die Beurteilung von Gulaschdosen als Hypothesen $p_0 = .05$ und $p_1 = .30$ vor. Aus diesen Werten läßt sich für einstufige Tests ein Stichprobenumfang von $n = 22$ mit der Annahmezahl $a = 4$ berechnen. Um den Untersuchungsaufwand gegenüber dem vorgenannten Beispiel ($n = 136$, $a = 27$) in praxisüblicher Größenordnung zu halten, wurde ein sehr breiter indifferenter Parameterbereich und ein unrealistisch hohes Konsumentenrisiko gewählt. Nach der entsprechenden OC-Funktion ($n = 22$, $a = 4$) reicht bei diesem Plan der indifferente Parameterbereich sogar von $p_0 = .06$ bis $p_1 = .45$, wenn die üblichen Risiken $\alpha = \beta = .01$ eingesetzt werden.

Die Überführung des ursprünglich quantitativen Merkmals "Muskelfleischanteil" einer Gulaschdose in die qualitative Aussage "Schlecht-" bzw. "Gutdose" bringt einen wesentlichen Informationsverlust mit sich. Hier müßten Untersuchungspläne, welche die gesamte Information der Analyse ausschöpfen, eine größere Effizienz erbringen. Auf diese Problematik kann aber erst bei der Besprechung von Tests für normal-

verteilte Größen (Abschnitt B_5) eingegangen werden.

Zu den Qualitätskriterien, die sich aus der Bestimmung eines diskreten Merkmals ableiten und damit für die Prüfverfahren eignen, deren Basis die Binomialverteilung bildet, zählt der histometrisch ermittelte Bindegewebsgehalt bei Hackfleisch und Wurstwaren (MATTHIES, 1969). Jeder Gewebspunkt unter dem Fadenkreuz stellt eine Alternativentscheidung zwischen Skelettmuskulatur ("Guttreffer") und Bindegewebe ("Schlechttreffer") dar. Erst das Verhältnis der Schlechttreffer zu der Summe aller Gewebstreffer ergibt eine quantitative Aussage.

In einer Übersicht zur Bewertung von Wurstwaren auf der Grundlage des histometrisch ermittelten Bindegewebsanteils geben WEISS und HILDEBRANDT (1971 a) den Untersuchungsaufwand (auszuzählende Gewebspunkte) für einstufige Pläne mit den Anforderungen $d = p_1 - p_0 = .04$ und $d = .02$; $\alpha = .01$ und $.05$; $\beta = .01$ und $.05$ an. So liegen bei $d = .04$ und $\alpha = \beta = .01$ die zur definitiven Beurteilung notwendigen Trefferzahlen zwischen $n = 1\,725$ und $n = 3\,383$.

Die ausgeprägten Schwankungen im Stichprobenumfang erklären sich aus der unterschiedlichen Streuung in Abhängigkeit vom Anteil p . Die Standardabweichung besitzt bei $p = .50$ ihr Maximum. Mit steigender Entfernung der Hypothesenanteile von $p = .50$ nehmen Varianz und damit auch der benötigte Stichprobenumfang ab.

Die Konstruktion einstufiger Stichprobenpläne bedingt, daß vor der Stichprobenentnahme der Aufwand n unter Einhaltung der maximalen Fehler I. und II. Art für die Differenzierung der Schlechtanteile p_0 und p_1 in der Gesamtheit festgelegt werden muß. Liegt jedoch ein wesentlich kleinerer Anteil als p_0 vor, oder ist er in der Charge erheblich größer als p_1 , so kann der für eine Entscheidung notwendige Untersuchungsaufwand vermindert werden. Diese Überlegung

führte zu Stichprobenplänen, die eine Verringerung der Probenzahl in Abhängigkeit vom wahren Anteil ermöglichen, ohne die vorgegebenen Risiken zu vergrößern.

2 Mehrstufige Stichprobenpläne

Wegen der Festlegung eines Probenumfanges n sowie einer Annahmezahl a erwiesen sich die einstufigen Stichprobenpläne als zu konservativ. Aus der effektiven OC-Funktion (vgl. Abb. 1) läßt sich ableiten, daß bei Gesamtheiten mit Anteilen unterhalb von p_0 bzw. oberhalb von p_1 die Fehler I. und II. Art auch bei geringem Probenaufwand eingehalten werden können. Der Forderung nach einem flexiblen Stichprobenumfang trägt erst eine mehrstufige Prüfstrategie Rechnung, die für besonders gute und besonders schlechte Chargen - ohne die vorgegebenen Risiken zu überschreiten - eine schnellere Beurteilung ermöglicht.

Die einfachste Form der mehrstufigen Stichprobenpläne stellt der zweistufige "Doppelplan" dar, bei dem als erster Schritt das Ergebnis einer Stichprobe vom Umfang n_1 mit einer entsprechenden Annahmezahl a_1 und Rückweisezahl r_1 verglichen wird. Während sich bei den Einfachstichprobenplänen die Rückweisezahl zwangsläufig aus $r = a + 1$ ergibt, wird sie für die erste Stufe eines Doppelplanes in Form $r_1 > a_1 + 1$ gewählt, so daß eine Art von "Fenster" (Indifferenzbereich) zwischen a_1 und r_1 entsteht.

Ist die Anzahl ermittelter Schlechtstücke z_1 kleiner oder gleich a_1 , wird die Nullhypothese akzeptiert; dagegen resultiert aus z_1 größer oder gleich r_1 eine Entscheidung zugunsten der Alternativhypothese. In beiden Fällen kann bereits nach Realisierung dieser ersten Stichprobe (n_1) die Untersuchung mit einer definitiven Beurteilung beendet werden. Liegt das Ergebnis z_1 allerdings zwischen a_1 und r_1 , wird eine weitere Stichprobe vom Umfang n_2 (zweite Stufe) erforderlich. Hier ist dann wie beim einstufigen Plan zu verfahren, indem die Anzahl aller gefundenen Schlechtstücke ($z_1 + z_2$) mit einer zweiten Annahmezahl a_2 verglichen und die sich daraus ableitende Entscheidung getroffen wird. Analog zum Einfachstichprobenplan kann auf die Formulierung einer eigenständigen Rückweisezahl verzichtet werden, da sie direkt aus $r_2 = a_2 + 1$ hervorgeht.

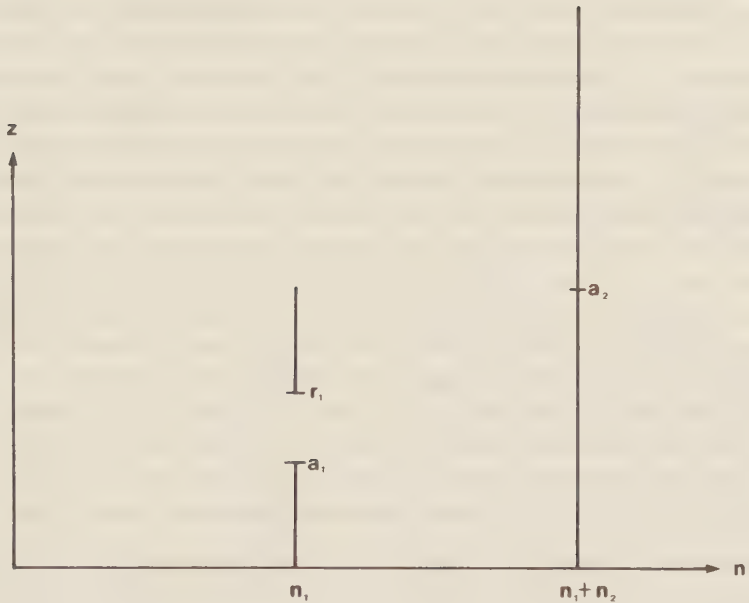


Abb. . Stichprobenebene eines Doppelplanes mit den Größen a_1 , $r_1 > a_1 + 1$, a_2 , n_1 und n_2 . Auf der Abszisse ist der jeweilige Stichprobenumfang n , auf der Ordinate die Anzahl der Schlechtstücke z angegeben.

UHLMANN (1966, S. 121) weist auf einen gelegentlich anzutreffenden Irrtum hin, nach dem zweistufige Tests für "gerechter" als einstufige gelten. Partien, die bei der ersten Prüfung im Indifferenzbereich liegen, würden einen Zweifelsfall darstellen und durch die zweite Prüfstufe noch eine "Chance" erhalten. Inwieweit nun eine Charge mit gegebenem Anteil an Schlechtstücken bei dem einen oder anderen Test größere Aussichten für eine Annahme bzw. Ablehnung besitzt, läßt sich ausschließlich anhand der zugehörigen OC-Funktion beantworten. Beim Vergleich von ein- und zweistufigen Prüfstrategien muß aber grundsätzlich davon ausgegangen werden, daß beide Stichprobenpläne - wenigstens approximativ - dieselbe OC-Funktion und damit gleichgroße Risiken aufweisen. Hierfür ist bei Einfachplänen nur der Umfang n mit der zugehörigen Annahmezahl a zu ermitteln. Doppelpläne dagegen können durchaus in ihren charakteristischen Werten n_1, n_2, a_1, a_2 und r_1 variieren und trotzdem der gleichen OC-Funktion genügen *). Da sich für eine gegebene OC-Funktion sowohl ein- als auch zweistufige Prüfpläne konstruieren lassen, erübrigt sich die Frage nach dem "gerechteren" Plan.

Wie liegen aber die Verhältnisse, wenn der Prüfaufwand einstufiger mit dem zweistufigen Pläne bei identischer OC-Funktion verglichen wird? Hier zeigt eine Gegenüberstellung, daß der Gesamtstichprobenumfang des Doppelplanes denjenigen des Einfachplanes übertrifft. In bestimmten Fällen kann jedoch beim zweistufigen Plan bereits mit der ersten Stichprobe eine Entscheidung gefällt werden, weshalb der festgelegte Stichprobenumfang eines einstufigen Planes den durchschnittlich erwarteten Aufwand der entsprechenden Doppelpläne überschreitet.

Der Übergang zu mehr als zweistufigen Stichprobenplänen ist als konsequente Erweiterung der Doppelpläne anzusehen.

*) Zur Konstruktion zweistufiger Pläne mit exakter OC-Funktion sei auf DODGE und ROMIG (1959); HAMAKER und v. STRIK (1955) sowie UHLMANN (1966) verwiesen.

Mehrere Stichprobenumfänge (n_m) mit entsprechenden Annahmehzahlen (a_m) und Rückweisezahlen (r_m) kennzeichnen diese Pläne, wobei nur die letzte Stufe keinen Indifferenzbereich ($r_M = a_M + 1$) aufweist (vgl. Abb. 3). Die exakte Berechnung solcher Mehrfachstichprobenpläne gestaltet sich umso schwieriger, je mehr Prüfabschnitte geplant sind. Allgemein können jedoch zwei charakteristische Tendenzen beobachtet werden: Einerseits verengen sich die einzelnen Indifferenzbereiche mit steigender Stufenzahl ($r_m - a_m > r_{m+1} - a_{m+1}$), andererseits nimmt der maximale Prüfaufwand ($\sum_{m=1}^M n_m$) in Abhängigkeit von den vorgesehenen Stufen (M) zu. Die Breite benachbarter Indifferenzbereiche wird folglich umso weniger differieren, je kleiner die einzelnen Stichprobenumfänge (n_m) ausfallen. Soll im Extremfall bereits nach jeder Einzeluntersuchung ($n_m = 1$) auf eine Entscheidung geprüft werden, nimmt der Größenunterschied zwischen den Indifferenzbereichen den Wert Null an. Gleichzeitig strebt die Stufenzahl und damit der maximale Prüfaufwand gegen unendlich, so daß für die Beurteilung einer Gesamtheit keine obere Begrenzung des Stichprobenumfanges mehr besteht. In der praktischen Anwendung solcher Pläne mit starrem Indifferenzbereich werden indessen die Entscheidungen immer bei einer endlichen, jedoch nicht berechenbaren Stichprobenzahl zu fällen sein. Auf dieser Grundlage ist der Wahrscheinlichkeitsverhältnistest (sequential probability ratio test = SPR-Test) aufgebaut, dessen Konstruktion sich im Vergleich zu mehrstufigen Stichprobenplänen stark vereinfacht (WALD, 1947).

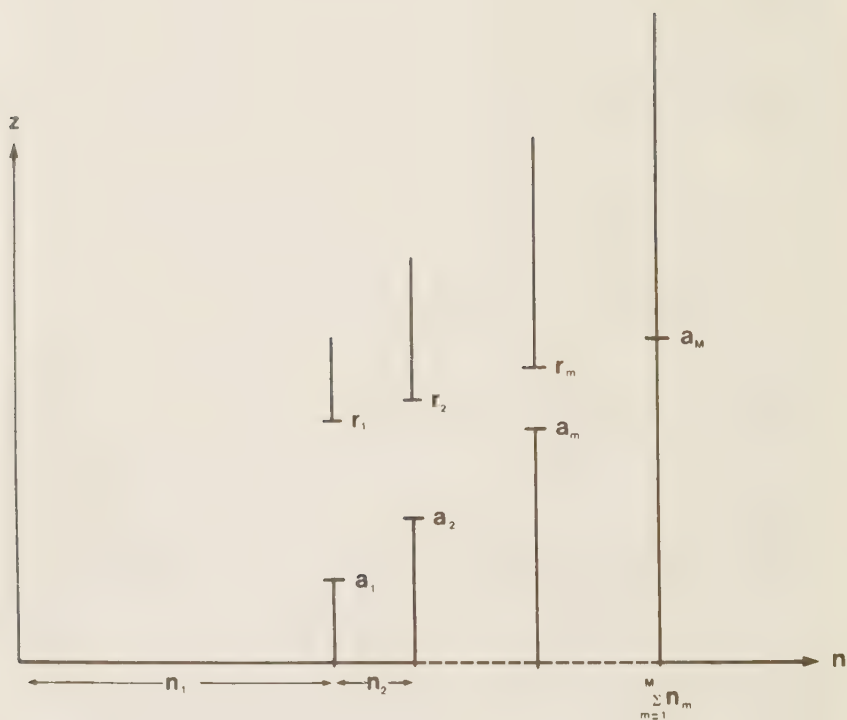


Abb. 3 Stichprobenebene mehrstufiger Pläne mit den Annahmehzahlen (a_m), Rückweisezahlen (r_m), Stichprobenumfänge (n_m) und der Anzahl der Stufen (M). Auf der Abszisse ist der jeweilige Stichprobenumfang n , auf der Ordinate die Anzahl der Schlechtstücke z anzuzeigen.

Als Prüfkriterium des SPR-Tests nach WALD dient das Verhältnis der Wahrscheinlichkeit des Auftretens der empirisch gefundenen Treffer (Schlechtstücke, d_m) in der m -ten Untersuchung unter Gültigkeit der Gegenhypothese H_1 zu der Wahrscheinlichkeit dieses Stichprobenbefundes unter Gültigkeit der Nullhypothese H_0 (P_{1m} / P_{0m}). Weiterhin werden vorläufig zwei positive Abgrenzungskonstanten A und B mit der Forderung $B < A$ eingeführt. Bei der Anwendung eines solchen Untersuchungsplanes wird folgendermaßen vorgegangen: Nach jeder Untersuchung wird die Relation P_{1m} / P_{0m} errechnet und mit den Konstanten A und B verglichen. Liegt das Wahrscheinlichkeitsverhältnis zwischen A und B, wird die Untersuchung fortgesetzt. Ist der Quotient indes größer oder gleich A, erfolgt die Ablehnung der Nullhypothese zugunsten der Alternativhypothese. Erweist sich das Verhältnis P_{1m} / P_{0m} als kleiner oder gleich B, so wird H_1 verworfen und die Entscheidung L_0 gefällt. Die Größen A und B geben die Schärfe des Tests an und sind durch die vorgegebenen Fehler I. und II. Art (α und β) bestimmt. Wie aus dem Schaubild (Tab. 2) sowie Abb. 1 (OC-Funktion) ersichtlich, ist die Wahrscheinlichkeit, bei Gültigkeit von H_1 die Entscheidung L_1 zu treffen mit größer oder gleich $1-\beta$ definiert. Entsprechend wird die Wahrscheinlichkeit für die Annahme von H_1 , obwohl H_0 richtig ist, dem Fehler I. Art (α) gleichgesetzt. Aus der Tatsache, daß die Prüfung nach der oben genannten Strategie nur dann mit der Annahme von H_1 beendet wird, wenn

$$\frac{P_{1m}}{P_{0m}} \geq A \quad (4)$$

beträgt, folgt

$$P_{1m} \geq A \cdot P_{0m} \quad (5)$$

Somit ist die Wahrscheinlichkeit, eine Stichprobe mit der Entscheidung L_1 zu erhalten unter Gültigkeit von H_1 min-

destens A mal so groß wie unter Gültigkeit von H_0 . Für die Konstante A folgt daraus

$$A \leq \frac{1 - \beta}{\alpha} \quad (6)$$

Andererseits wird die Entscheidung L_0 gefällt, sofern sich

$$\frac{P_{1m}}{P_{0m}} \leq B \quad (7)$$

ergibt. Diese Argumentation läßt sich analog für die Bestimmung von B anwenden und zwar mit dem Ergebnis:

$$B \geq \frac{\beta}{1 - \alpha} \quad (8)$$

Aus der Konkretisierung von A und B resultieren bei der m-ten Untersuchung mit d_m gefundenen Treffern folgende drei Möglichkeiten:

$$\frac{P_{1m}}{P_{0m}} \geq \frac{1 - \beta}{\alpha} \quad (9)$$

mit der Annahme von H_1

$$\frac{P_{1m}}{P_{0m}} \leq \frac{\beta}{1 - \alpha} \quad (10)$$

mit der Annahme von H_0 und

$$\frac{\beta}{1 - \alpha} < \frac{P_{1m}}{P_{0m}} < \frac{1 - \beta}{\alpha} \quad (11)$$

(11) bedeutet, daß sich das Untersuchungsergebnis im Indifferenzbereich befindet und damit noch keine Entscheidung getroffen werden kann.

Übersichtlich läßt sich die exakte Konstruktion sequentieller Prüfpläne an binomialverteilten Merkmalen darstellen. Als Modell aus der Lebensmittelüberwachung soll der histometrisch bestimmte Bindegewebsgehalt dienen (HILDEBRANDT und WEISS,

1971 b; MATTHIES, 1969; vgl. B₁). Die Wahrscheinlichkeit p_m für die Realisierung einer Stichprobe mit d_m Treffern (Bindegewbspunkte) bei m ausgezählten Gewbspunkten wird aufgrund der Binomialverteilung mit Hilfe von

$$p_m = p^{d_m} (1-p)^{m-d_m} \quad (12)$$

errechnet. In dieser Gleichung bezeichnet p den Parameter der Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Treffern in der Gesamtheit.

Im folgenden sollen p gleich p_0 die Nullhypothese sowie p gleich p_1 die Alternativhypothese repräsentieren. Damit ergibt sich definitionsgemäß das gesuchte Wahrscheinlichkeitsverhältnis als

$$\frac{P_{1m}}{P_{0m}} = \frac{p_1^{d_m} (1-p_1)^{m-d_m}}{p_0^{d_m} (1-p_0)^{m-d_m}} \quad (13)$$

bzw. logarithmiert als

$$\log \frac{P_{1m}}{P_{0m}} = d_m \log \frac{p_1}{p_0} + (m - d_m) \log \frac{1-p_1}{1-p_0} \quad (13 \text{ a})$$

Aus (9), (10) und (13 a) folgen die beiden Ungleichungen

$$\frac{\log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log \frac{p_1}{p_0} - \log \frac{1-p_1}{1-p_0}} + \frac{\log \frac{1-p_0}{1-p_1}}{\log \frac{p_1}{p_0} - \log \frac{1-p_1}{1-p_0}} m < d_m \quad (14)$$

$$a_m = h_0 + s_m < d_m \quad (14 \text{ a})$$

$$\frac{\log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{p_1}{p_0} - \log \frac{1-p_1}{1-p_0}} + \frac{\log \frac{1-p_0}{1-p_1}}{\log \frac{p_1}{p_0} - \log \frac{1-p_1}{1-p_0}} m > d_m \quad (15)$$

$$r_m = h_1 + s_m > d_m \quad (15 \text{ a})$$

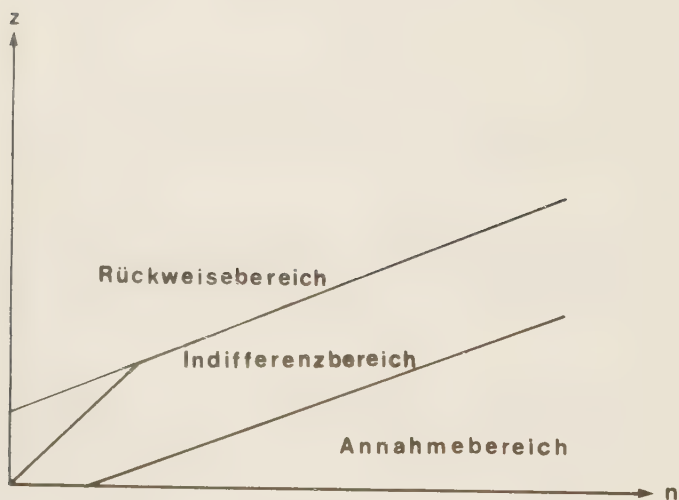


Abb. 4 Graphische Darstellung eines sequentiellen Stichprobenplanes

In (14 a) bzw. (15 a) bezeichnen a_m die Annahmezahl und r_m die Rückweisezahl bei der m-ten Untersuchung. Diese Ungleichungen verdeutlichen den linearen Zusammenhang zwischen dem Stichprobenumfang m und der Annahmezahl a_m bzw. der Rückweisezahl r_m . Beide Geraden besitzen dieselbe Steigung s , geometrisch gesehen bilden sie somit Parallelen. Während s ausschließlich durch p_0 und p_1 bestimmt wird, finden in den Höhen h_0 bzw. h_1 zusätzlich die vorgegebenen Fehler α und β Berücksichtigung.

Die graphische Darstellung sequentieller Prüfpläne zeigt eine Dreiteilung in einem Rückweise-, Indifferenz- und Annahmebereich. Die Ergebnisse jeder einzelnen Untersuchung werden in diesem Plan sukzessiv eingetragen. Beim Verlassen des Indifferenzbereiches ist die Prüfung mit der entsprechenden Entscheidung zu beenden.

In der Praxis kann dieses graphische Vorgehen durch den Vergleich der aufsummierten Ergebnisse mit Tabellenwerten ersetzt werden. Solche Tabellen geben für jeden einzelnen Untersuchungsschritt die entsprechenden Annahme- und Rückweisezahlen an. Den Ausschnitt einer Untersuchungstabelle (HILDEBRANDT und WEISS, 1971b) für die histometrische Qualitätskontrolle von Fleischerzeugnissen mit dem Grenzbereich $35\% \pm 2\%$ für den Bindegewebsgehalt gibt Tabelle 4 wieder. Die Hypothesen wurden mit $p_0 = .33$ und $p_1 = .37$, die Risiken mit $\alpha = \beta = .01$ gewählt.

Bei der Aufstellung dieser Tabelle werden die Werte der Annahmezahlen ab- und die Werte der Rückweisezahlen ganzzahlig aufgerundet, um die vorgegebenen Fehler nicht zu erhöhen. Auch ergeben sich direkt aus der Definition von Fehlern und Hypothesen für die OC-Funktion eines sequentiellen Untersuchungsplanes folgende Punkte:

$$\begin{aligned} L(p = 0) &= 1 \\ L(p = p_0) &= 1 - \alpha \\ L(p = p_1) &= \beta \\ L(p = 1) &= 0 \end{aligned} \tag{16}$$

n	a_m	r_m
...	...	...
...	...	...
...	...	...
100	8	62
101	9	62
102	9	62
103	9	63
104	10	63
105	10	63
106	10	64
107	11	64
...	...	...
...	...	...
180	36	90
181	37	90
182	37	90
183	37	91
184	38	91
185	38	91
186	38	92
187	39	92
...	...	...
...	...	...

Tab. 4 Ausschnitt einer Prüftabelle mit $p_0 = .33$,
 $p_1 = .37$ und $\alpha = \beta = .01$

Ein weiterer Punkt läßt sich für die Steigung der Prüfgeraden, die ein gewogenes Mittel beider Hypothesenanteile bildet, angeben. An dieser Stelle nimmt die OC-Funktion den Wert

$$L(p = s) = \frac{h_1}{h_1 + |h_0|} \quad (17)$$

an. Werden die Fehler α und β gleich groß gewählt, so weisen beide Höhen denselben Absolutbetrag auf. Daraus folgt an der Stelle $p = s$ die Annahmewahrscheinlichkeit 0.5.

Die Zwischenwerte der Annahmekennlinie lassen sich näherungsweise unter Einbeziehung einer Hilfsgröße t bestimmen (WALD, 1947; WILKS, 1966). Durch Variation von t wird die gesamte OC-Funktion nach folgenden Formeln punktuell berechnet:

$$p = \frac{1 - \left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)^t}{\left(\frac{p_1}{p_0}\right)^t - \left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)^t} \quad (18)$$

$$L(p) = \frac{\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)^t - 1}{\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)^t - \left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)^t} \quad (19)$$

Die OC-Funktion charakterisiert nicht nur die Schärfe des Untersuchungsplanes, vielmehr werden die ermittelten Annahmewahrscheinlichkeiten $L(p)$ zur Abschätzung des erforderlichen Stichprobenumfanges benötigt. Den erwarteten Untersuchungsaufwand in Abhängigkeit vom Trefferanteil in der Grundgesamtheit gibt die sog. ASN - Funktion (Average Sample Number) an. Ihre Berechnung erfolgt nach

$$E(n/p) = \frac{L(p) \log\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right) + (1-L(p)) \log\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{p \log \frac{p_1}{p_0} + (1-p) \log \frac{1-p_1}{1-p_0}} \quad (20)$$

mit Ausnahme des Falles $p = s$, für den

$$E(n/p = s) = \frac{-(\log \frac{\beta}{1-\alpha}) (\log \frac{1-\beta}{\alpha})}{\log \frac{p_1}{p_0} \log \frac{1-p_0}{1-p_1}} \quad (21)$$

Anwendung findet.

In diesem Zusammenhang muß nochmals hervorgehoben werden, daß die ASN-Funktion (Abb. 5) - wie bei allen mehrstufigen Prüfplänen - nur den durchschnittlichen Stichprobenumfang bezeichnet. Im Einzelfall kann dieser sowohl unterschritten als auch erheblich überschritten werden. Wenn z. B. mit dem Plan ($p_0 = .33$, $p_1 = .37$ und $\alpha = \beta = .01$) eine Gesamtheit mit dem Schlechtanteil $p = .37$ geprüft wird, treten bei 200 Untersuchungen Schwankungen des benötigten Stichprobenumfanges zwischen minimal 285 bis maximal 6420 auszuzählenden Gewbspunkten auf (WEISS und HILDEBRANDT, 1971 b). Nach der zugehörigen ASN-Funktion beträgt an der Stelle $p = .37$ der erwartete Stichprobenumfang $E(n/p) = 1269$.

Die Unkenntnis des für eine Entscheidung im Einzelfall maximal erforderlichen Stichprobenumfanges ist beim praktischen Einsatz dieser sog. offenen sequentiellen Pläne zu bemängeln. So ist es durchaus denkbar, daß der zur Beurteilung notwendige Stichprobenumfang aufgrund der untersuchungstechnischen Bedingungen nicht realisiert werden kann.

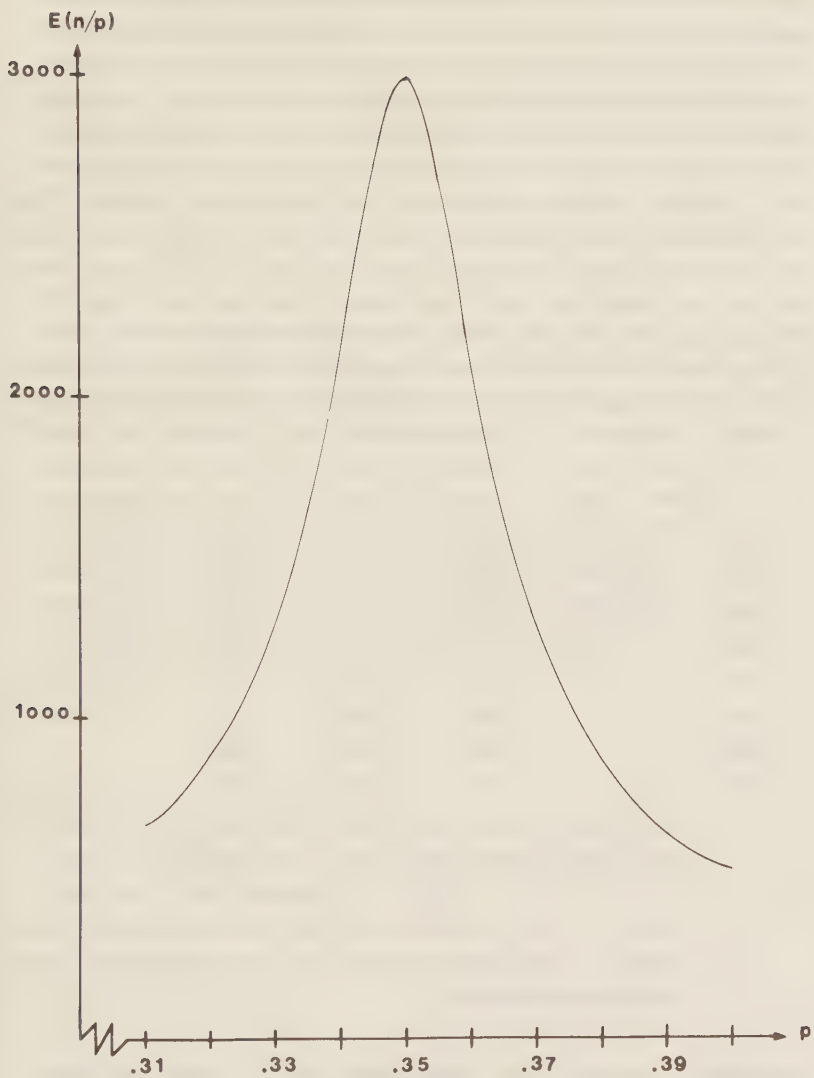


Abb. 5 ASN-Funktion

3 Sequentielle Zweientscheidungspläne auf der Grundlage der Binomialverteilung

Wenn der Stichprobenumfang aus ökonomischen Gründen eine obere Aufwandsbegrenzung nicht überschreiten soll, sind offene sequentielle Prüfverfahren nicht mehr als optimale Lösung anzusehen. Grundsätzlich hat WALD (1947) nachgewiesen, daß die Wahrscheinlichkeit, sich innerhalb des Indifferenzbereiches zu bewegen, mit wachsendem Umfang gegen Null strebt. Damit konvergiert die Wahrscheinlichkeit, eine der beiden Entscheidungen zu treffen, mit zunehmendem Stichprobenumfang gegen Eins und gestattet prinzipiell eine Beurteilung im endlichen Bereich. Außer den Hypothesen und Fehlern des Stichprobenplanes bestimmt vor allem der tatsächliche Anteil p in der Gesamtheit die Konvergenzgeschwindigkeit, wie das Beispiel in Tabelle 5 illustriert.

n	p				
	.30	.33	.35	.37	.40
500	.525	.090	.027	.103	.533
1 000	.967	.444	.161	.457	.962
1 500	.998	.699	.308	.766	.997
2 000	.999	.841	.433	.844	.999
3 000		.956	.622	.956	
4 000		.987	.748	.988	
5 000		.996	.832	.996	
10 000		.999	.977	.999	

Tab. 5 Errechnete Wahrscheinlichkeiten für eine Entscheidung beim offenen sequentiellen Plan ($p_0 = .33$, $p_1 = .37$, $\alpha = \beta = .01$) in Abhängigkeit vom Umfang n und vom wahren Anteil an Schlechtstücken p . (Auf die Berechnung dieser Wahrscheinlichkeit wird später eingegangen.)

Insgesamt ist somit die Wahrscheinlichkeit, erst bei einem unverhältnismäßig großen Umfang zu einer Entscheidung zu kommen, sehr klein, doch werden bei offenen Plänen immer

wieder Einzelfälle mit extremem Prüfaufwand vorkommen. Weil derartige Situationen unter technisch-ökonomischen Bedingungen vermieden werden sollen, entstand in der Praxis die Forderung nach einer eindeutigen oberen Begrenzung des Untersuchungsaufwandes. Diesem Gesichtspunkt genügen die sog. geschlossenen sequentiellen Pläne. Im einfachen Fall entsprechen sie offenen Plänen, deren Probenumfang durch ein festzulegendes Maximum limitiert wird. Der Abbruch stellt sich graphisch als Parallele zur Ordinate dar (vgl. Abb. 6, S. 39).

Eine solche Abbruchlinie wird durch die Annahme- und Rückweisezahl des gewählten maximalen Umfanges begrenzt. Mittels Halbierung der so entstandenen Strecke läßt sich eine Zuordnung zum Annahme- und Rückweisebereich vornehmen, wodurch noch im Indifferenzbereich gelegene Stichprobenergebnisse beim Abbruch eine Gut-Schlecht-Beurteilung erfahren. Diese Erweiterung der Entscheidungsbereiche bewirkt eine Verminderung des durchschnittlich erforderlichen Stichprobenumfanges, gleichzeitig jedoch eine Erhöhung der Fehler I. und II. Art. Die effektiven Risiken werden umso stärker vergrößert, je früher der Abbruch erfolgt.

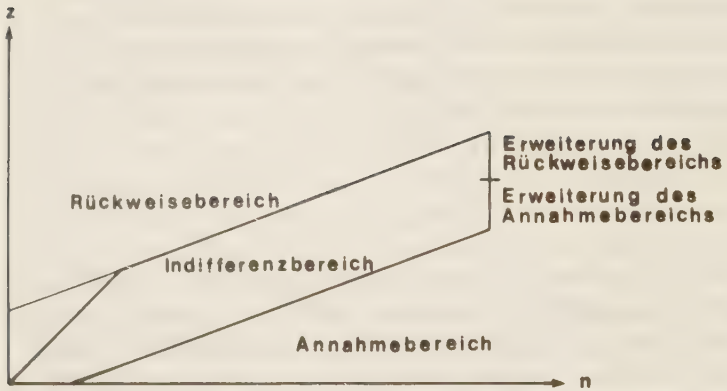


Abb. 6 Geschlossener sequentieller Plan

Für eine praxismgerechte Konstruktion der Prüfpläne kann es notwendig werden, neben der Fixierung des maximalen Stichprobenumfanges eine weitere Modifikation der üblichen Prüfstrategie vorzunehmen. So ist bei Anwendung eines sequentiellen Planes das Prüfen nach jeder einzelnen Untersuchung oft zu zeitaufwendig. Hinsichtlich der histometrischen Bestimmung des Bindegewebsanteiles in Fleisch- und Wurstwaren wäre es sogar unsinnig, Tabellen zu benutzen, die eine Entscheidungsfindung nach jedem identifizierten Gewebspunkt vorsehen. Arbeitstechnisch ließe sich eine derartige Einzelpunktstrategie nur in Verbindung mit dem simultanen Einsatz eines elektronischen Rechners realisieren. Anstelle dieser Optimallösung mit ihrem zusätzlichen technischen Aufwand bietet sich das sog. Treffergruppenvorgehen als Ausweg an. Mit dieser Strategie wird eine Beurteilung nicht nach jedem Einzeltreffer, sondern jeweils erst nach einer definierten Anzahl ausgewerteter Gewebspunkte (Gruppen) vorgenommen.

Für das Beispiel "Bindegewebe" schlagen WEISS und HILDEBRANDT (1971 b) einen konstanten Gruppenumfang von $m = 100$ Gewebspunkten vor. Gegenüber der Einzeltrefferstrategie erweitert dieses gruppenweise Vorgehen den Indifferenzbereich, was einer Verringerung der vorgegebenen Fehler und somit einer Erhöhung des erwarteten Stichprobenumfanges gleichkommt (vgl. Abb. 7, S. 41). Dieser Effekt wird durch das Auf- bzw. Abrunden der Prüfwahlen unterstützt (vgl. B_2). Unter Erhöhung des erwarteten Stichprobenumfanges bedeutet das eine Verminderung der vorgegebenen Fehler, wenn die ursprünglichen Hypothesen beibehalten werden.

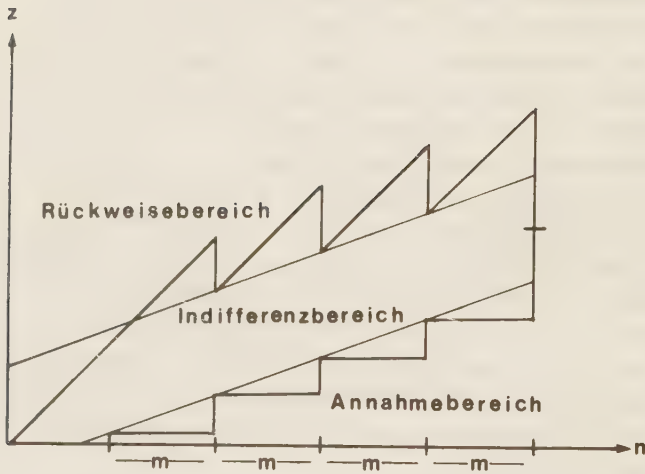


Abb. 7 Geschlossener sequentieller Prüfplan mit
gruppenweisem Vorgehen

Zusammenfassend können drei verschiedene Faktoren genannt werden, welche die für die Konstruktion vorgegebenen Fehler beeinflussen, wenn ein geschlossener sequentieller Stichprobenplan mit Treffergruppenstrategie zur Anwendung kommt:

1. Die Rundung der Prüfwahlen mit einer Verringerung der Fehler
2. Das Schließen des Prüfplanes mit einer Vergrößerung der Fehler
3. Die Treffergruppenstrategie mit einer Verringerung der Fehler.

Diese Einflüsse beschränken sich in ihrer Bedeutung nicht allein auf die Bestimmung der effektiven Risiken unter Gültigkeit der Hypothesen, sondern beziehen sich auf die gesamte OC-Funktion. Nur die Kenntnis der tatsächlichen Operationscharakteristik ermöglicht eine Aussage über den jeweils zu erwartenden Stichprobenumfang (ASN-Funktion). Zur Bestimmung der effektiven OC-Funktion bieten sich prinzipiell drei Möglichkeiten an:

1. Theoretische Approximationsansätze
2. Simulation auf der Basis der Monte-Carlo-Methode
3. Die exakte Berechnung entsprechend der MARKOW-Ketten.

Für normalverteilte Merkmale hat bereits WALD (1947) eine mathematisch-theoretische Lösung vorgeschlagen, als er die Erhöhung der effektiven Fehler durch vorzeitigen Abbruch mit Hilfe einfacher Näherungsberechnungen bestimmte. Der effektive Fehler ließ sich aus der Summe des vorgegebenen Risikos sowie des Fehlers, mit dem die entsprechende Entscheidung beim Abbruch getroffen wird, annähernd abschätzen. Den gleichen Ansatz benutzten WEISS und HILDEBRANDT (1971 b) für binomialverteilte Merkmale. Weil beim Abbruch der vorgegebene Fehler nicht voll ausgeschöpft wird, muß eine derartige Risikoberechnung stets konservativ sein.

Unabhängig vom Abbruchproblem untersuchten ANDERSON (1964) sowie CHOI und CLARK (1970) die Reduktion der effektiven Fehler für den Fall, daß mehr Untersuchungsergebnisse vorliegen, als für eine Entscheidung nach dem sequentiellen Verfahren notwendig sind. Bei Kenntnis der Erhöhung des mittleren Stichprobenumfanges durch das gruppenweise Vorgehen im Verhältnis zum Einzelvorgehen kann indirekt auf das Ausmaß der Fehlerreduktion geschlossen werden. Die theoretischen Ansätze zur Abschätzung der effektiven Risiken sind jedoch insgesamt unbefriedigend, weil

- a) die Rundungen der Annahme- und Rückweisezahlen unberücksichtigt bleiben, und
- b) die Erhöhung des Stichprobenumfanges durch das gruppenweise Vorgehen nicht als bekannt voraussetzen ist.

Nach JÖHNK (1969) wird ein Modell für das zu untersuchende Problem in Form mathematischer Beziehungen zwischen verschiedenen Größen konstruiert, von denen einige oder auch alle zufallsabhängig sind. Die wiederholte Durchrechnung des Ansatzes (Monte-Carlo-Methode) führt dann zur gewünschten Aussage über die Lösung des behandelten Problems *).

Die für die Simulation benötigten Zufallsvariablen können verschiedenen Tabellen (TIPPETT, 1927; WOLD, 1948; CLARK, und WEBER-HOLZ, 1960; WETZEL, JÖHNK, NAEVE, 1967) entnommen und dem Rechner vorgegeben werden. Anstelle dieser relativ aufwendigen Methode wurde für einen Teil der vorliegenden Berechnungen ein Simulationsverfahren ausgewählt, bei dem der Computer eine Zahlenfolge auf rein arithmetische Weise durch rekursive Beziehung selbst erzeugt.

Allgemein kann eine festgelegte Rechenanweisung nur exakt determinierte Zahlenfolgen realisieren. Es war jedoch das Bestreben, Rechenvorschriften zu entwickeln, die völlig

*) Für das Beispiel histometrischer Bindegewebsbestimmungen werden unter Annahme einer Binomialverteilung bei vorgegebenem Kollagenanteil die einzelnen Gewebstreffer simuliert.

regellos scheinende Folgen (Pseudozufallszahlen) hervor-rufen. Solch eine "Routine" hat v. HÖRNER (1957) auf-gestellt *). Hierin wird von einer frei wählbaren Zahl aus-gegangen, die als erste Zufallszahl gilt und mit deren Hil-fe iterativ die folgenden Zufallszahlen gewonnen werden.

Ein wesentliches Kriterium für die Qualität dieser Pseudo-zufallszahlen stellt die Zykluslänge dar. Sie bezeichnet die Gesamtheit derjenigen Zahlen, innerhalb derer jede er-zeugte Pseudozufallszahl nur einmal auftritt. Für die Simulation histometrischer Untersuchungen **) wurde das v. HÖRNER - Schema mit gleichverteilten Pseudozufallszahlen zwischen Null und Eins angewendet. Durch einfache Transfor-mation für einen vorgegebenen Anteil p (= fiktiver Anteil des Bindegewebes in der Gesamtheit) entsprachen die Zufalls-zahlen entweder "Bindegewebstreffern" (bzw. "Treffern"), wenn $x \leq p$, oder "Skelettmuskeltreffern" (bzw. "Nichttref-fern"), wenn $x > p$.

Bei dieser Umformung beeinflussen andere Beurteilungskrite-rien - wie Autokorrelation, fallende und steigende Trends, sowie Sequenzen unter- und überhalb des Medians - das Simu-lationsergebnis kaum (JÖHNK, 1969).

Am Beispiel eines offenen sequentiellen Planes ($p_0 = .33$, $p_1 = .37$, $\alpha = \beta = .01$) sind in Tabelle 6 die Simulations-ergebnisse für die fiktiven Bindegewebsanteile $p = .33$, $.35$ und $.37$ dargestellt. Durch häufige Wiederholungen des Un-tersuchungsganges erfolgte die Schätzung des erwarteten Stichprobenumfanges. Die eigenen Ergebnisse beruhen jeweils auf 1000 Simulationen und entsprechen weitgehend den von

*) Bedingungen und genaue Rechenanweisungen siehe WETZEL, 1969.

**) Die Simulationen wurden auf der Control Data 3300 des Rechenzentrums der Freien Universität durchgeführt. Die Qualität der 16-stelligen Pseudozufallszahlen war u. a. durch eine Zykluslänge von mehr als 10^6 garantiert.

	p	.33	.35	.37
I	$n_{\min}$	195	238	285
	$n_{\max}$	5049	11987	6420
	$\bar{n}$	1266	3255	1316
II	$n_{\min}$	275	268	231
	$n_{\max}$	5329	21103	7151
	$\bar{n}$	1280	3030	1300
III	E (n/p)	1291	2998	1269

Tab. 6 Simulationsergebnisse bzw. theoretisch berechnete
 (nach den Formeln (20) und (21)) Stichprobenum-
 fänge für den offenen sequentiellen Prüfplan
 $p_0 = .33$, $p_1 = .37$, $\alpha = \beta = .01$ beim Einzel-
 treffervorgehen

I = Simulationsergebnisse von WEISS und
 HILDEBRANDT (1971 b)

II = Eigene Simulationsergebnisse

III = Theoretisch berechnete Stichprobenumfänge

WEISS und HILDEBRANDT (1971 b) veröffentlichten Resultaten. Beim Vergleich mit den theoretisch ermittelten Stichprobenumfängen ist zu berücksichtigen, daß Schätzungen mit Hilfe der Monte-Carlo-Methode die Rundungen der Annahme- und Rückweisezahl in die Berechnung mit einbeziehen.

Für eine Beschreibung der gesamten OC-Funktion müßten jedoch weit mehr Simulationen mit unterschiedlichen "Bindegewebsanteilen" durchgeführt werden, was einen unverhältnismäßig hohen Bedarf an Rechenzeit zur Folge hätte. Darüberhinaus kann die Monte-Carlo-Methode nur Näherungswerte, nie jedoch exakte Angaben vermitteln. Diese Einwände fallen bei der exakten Berechnung fort. Für die Bestimmung der effektiven Risiken und Probenumfänge wurde daher die Lösung mit Hilfe der MARKOW'schen Ketten eingesetzt.

Das Verfahren ist erstmals von CHOI (1968) beschrieben und später von SCHEIBER (1974) für symmetrische Fragestellungen programmiert worden. Ausgehend vom Koordinatenanfangspunkt (Wahrscheinlichkeit = 1) werden die Wahrscheinlichkeiten für alle Punkte mit ganzzahligen Koordinatenwerten errechnet (siehe Abb. 8, S. 46). Ist die Wahrscheinlichkeit für einen Treffer mit p und für einen Nichttreffer mit $1 - p = q$ definiert, so beträgt z. B. die Wahrscheinlichkeit, bei $n = 3$ Punkten $z = 2$ Treffer zu erzielen, $W(n, z) = W(3, 2)$ gleich $3p^2q$. Fällt ein Koordinatenpunkt in den Annahme- bzw. Ablehnungsbereich, so gibt der errechnete Wert die Wahrscheinlichkeit an, bei dem zugehörigen Abszissenwert n zur Annahme bzw. Ablehnung zu kommen. Die Aufsummierung der Wahrscheinlichkeiten - getrennt nach Ablehnung und Annahme - führt zu dem Wert der OC-Funktion in Abhängigkeit vom vorgegebenen p . Durch Multiplizieren der einzelnen Wahrscheinlichkeiten mit dem jeweiligen Punkteumfang n ergibt sich analog der entsprechende Stichprobenumfang (ASN-Funktion). Auf diese Weise können die OC- und ASN-Funktionen in ihrem gesamten Bereich bestimmt werden.

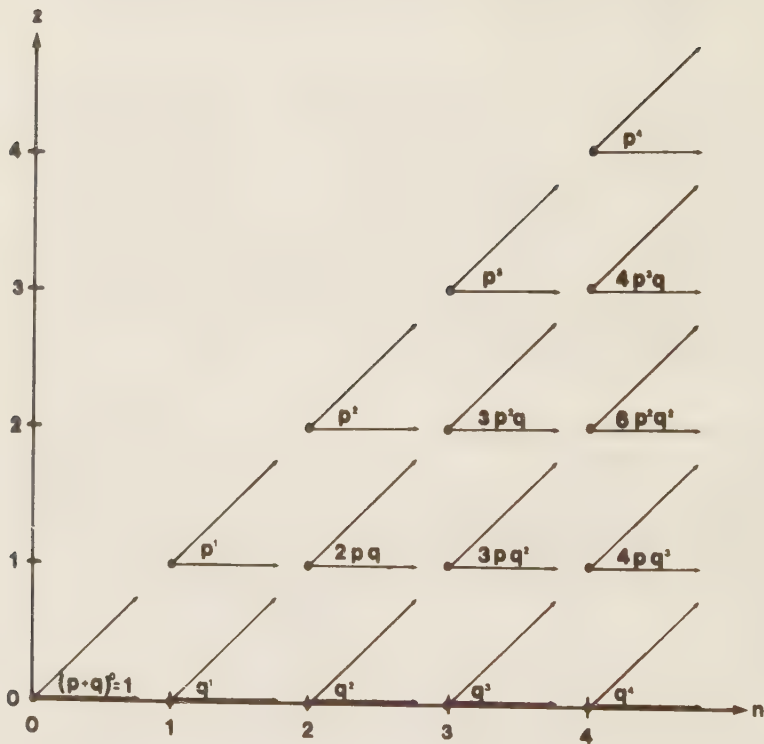


Abb. 8 Wahrscheinlichkeiten bei der n -ten Untersuchung, z Treffer zu erzielen, auf der Basis der Trefferwahrscheinlichkeit p und der Nichttrefferwahrscheinlichkeit $q = 1 - p$

Um ein Kriterium zum Abbrechen des Rechenvorganges zu erhalten, muß ein sehr kleiner Wert (ϵ) vorgegeben werden. Ist dieser größer als die Summe der Wahrscheinlichkeiten im Indifferenzbereich, so wird die Berechnung für ein bestimmtes p beendet und zum nächst höheren p übergegangen *). Das Flußdiagramm solcher Berechnungen gibt Abb. 9 wieder. Mit derartig aufgebauten Computerprogrammen war es möglich, den Einfluß der Aufwandslimitierung sowie des gruppenweisen Vorgehens auf die Risiken sequentieller Pläne exakt zu bestimmen. Als Beispiel sind in Tabelle 7 die Auswirkungen der 100-Treffer-Strategie auf die vorgegebenen Fehler dargestellt. Die Berechnung der Werte für das gruppenweise Vorgehen geschah analog zur Einzeltrefferstrategie, jedoch erfolgte eine Prüfung auf Annahme bzw. Ablehnung nur nach jeweils vollen hundert Punkten.

Die Gegenüberstellung des Einzeltreffervorgehens mit dem Hundert-Treffer-Vorgehen läßt für die Gruppenstrategie eine Fehlerreduktion von dem veranschlagten $\alpha = \beta = .01$ auf $\alpha = \beta = .006$ erkennen. Parallel dazu ergibt sich eine deutliche Erhöhung des mittleren Stichprobenumfanges, wie Tabelle 8 ausweist.

Einen Hinweis auf das Ausmaß der Fehlerreduktion durch die Rundung von Annahme- und Rückweisezahlen bietet der Vergleich zwischen Tabelle 6 und Tabelle 8. Da sich die Werte der theoretischen Lösung, die allein diesen Effekt nicht berücksichtigt, und der exakten Berechnung kaum unterscheiden, kann der Einfluß des Auf- und Abrundens nur unwesentlich sein.

*) Sämtliche Berechnungen wurden auf der Cyber 72 Control Data des Rechenzentrums der Freien Universität durchgeführt. Die Programme erstellte dankenswerter Weise Herr cand. rer. pol. H.-J. Haas

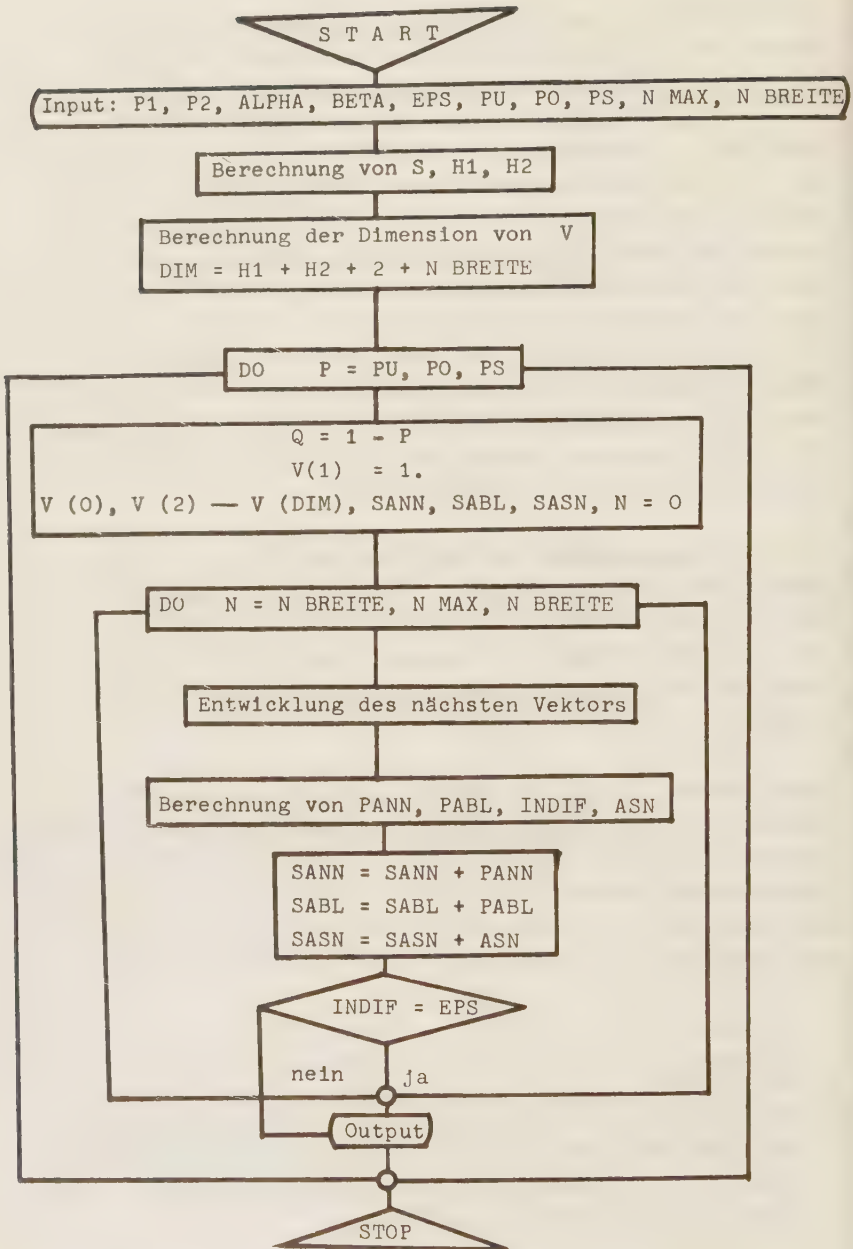


Abb. 9 Flußdiagramm des Programms zur Errechnung der exakten OC- und ASN-Funktion

Erklärung zu Abb. 9

P1	=	Hypothesenanteil Index 1
P2	=	Hypothesenanteil Index 2
ALPHA	=	Fehler I. Art
BETA	=	Fehler II. Art
P	=	angenommener Anteil in der Bezugsgesamtheit
EPS	=	Größe der Wahrscheinlichkeit, im Indifferenzbereich zu liegen, bei der zum nächsten P übergegangen wird
PU	=	unterster Wert von P
PO	=	oberster Wert von P
PS	=	Schrittweite von P
S	=	Steigung der Prüfgeraden
H1	=	Höhe der Annahmelinie
H2	=	Höhe der Ablehnungslinie
V	=	Vektor für die verschiedenen Wahrscheinlichkeiten
SANN	=	Summe der Annahmewahrscheinlichkeit
SABL	=	Summe der Ablehnungswahrscheinlichkeit
SASN	=	Summe der Anzahl, eine Entscheidung getroffen zu haben
N MAX	=	Maximaler Stichprobenumfang
N BREITE	=	Größe der Treffer-Strategie
Q	=	Differenz zu 1 des angenommenen Anteils in der Bezugsgesamtheit
PANN	=	Wahrscheinlichkeit der Annahme bei bestimmtem N
PABL	=	Wahrscheinlichkeit der Ablehnung bei bestimmtem N
INDIF	=	Wahrscheinlichkeit im Indifferenzbereich zu liegen bei bestimmtem N
ASN	=	Wahrscheinlichkeit der Entscheidungen multipliziert mit bestimmtem N
DO	=	Programmanweisung einer Schleife mit: Variable = unterster Wert, oberster Wert, Schrittbreite

Einzeltrefferstrategie

p	.33		.35		.37	
n	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁
500	.090	.001	.012	.015	.001	.102
1000	.440	.004	.078	.084	.004	.453
1500	.693	.007	.150	.158	.007	.700
2000	.833	.008	.212	.222	.008	.837
2500	.907	.009	.263	.274	.009	.909
3000	.947	.009	.304	.317	.009	.948
3500	.967	.009	.339	.353	.009	.968
4000	.978	.009	.367	.381	.010	.978
10000	.990	.010	.480	.498	.010	.990

Hundert-Treffer-Strategie

500	.062	.000	.007	.008	.000	.069
1000	.376	.003	.054	.064	.002	.404
1500	.641	.004	.115	.129	.004	.660
2000	.800	.005	.172	.187	.005	.810
2500	.889	.006	.221	.237	.005	.897
3000	.937	.006	.263	.279	.006	.939
3500	.963	.006	.229	.315	.006	.964
4000	.977	.006	.329	.345	.006	.977
10000	.994	.006	.467	.489	.006	.994

Tab. 7 Gegenüberstellung der Wahrscheinlichkeiten von Einzeltreffer- und Hundert-Treffer-Strategie für die Annahme von H_0 und H_1 bei Grundgesamtheiten mit dem Schlechtstückenanteil p , sowie n "untersuchten Gewebepunkten" (Offener Prüfplan mit

$$H_0 : p_0 = .33, H_1 : p_1 = .37, \alpha = \beta = .01).$$

Einzeltrefferstrategie

p	.33	.35	.37
ASN	1300	3046	1282

Hundert-Treffer-Strategie

ASN	1469	3683	1434
-----	------	------	------

Tab. 8 Erwartete Stichprobenumfänge für den Plan aus Tabelle 7 in Abhängigkeit von p

Als letzte der drei Einflußmöglichkeiten auf die Risiken und erwarteten Stichprobenumfänge eines sequentiellen Planes wären die Auswirkungen der Aufwandsbegrenzungen quantitativ zu bestimmen. Hierfür erfolgt die Berechnung ebenfalls nach der exakten Methode analog zur Untersuchung des Gruppierungseinflusses. Es erübrigt sich jedoch die Vorgabe eines rechnerisch bedingten Abbruchkriteriums ϵ , da eine Begrenzung von vornherein durch maximale Stichprobenumfänge vorgesehen ist. Um den Einfluß der Aufwandslimitierung zu erfassen, werden die effektiven Werte der OC- und ASN-Funktion für verschiedene maximale Stichprobenumfänge ermittelt (vgl. Tab. 9).

Bei geschlossenen sequentiellen Plänen mit Treffergruppenstrategie soll die Abbruchlinie so gesetzt werden, daß die Fehlererhöhung durch das Festlegen eines maximalen Stichprobenumfanges von der Fehlerreduktion durch das gruppenweise Vorgehen kompensiert wird. Diese Zielsetzung führt zu Plänen, deren effektive Risiken den vorgegebenen entsprechen. Für das Beispiel aus Tabelle 9 wird die Forderung nach Übereinstimmung der Risiken bei Anwendung der Hundert-Treffer-Strategie durch eine Aufwandslimitierung von maximal 3500 Treffern erfüllt. Weil beim Einzelvorgehen nur eine geringe Fehlerreduktion aufgrund des Rundungseffektes auftritt, stimmen die vorgegebenen und effektiven Risiken erst bei maximal 5500 Punkten überein.

Einzeltrefferstrategie

p	.33		.35		.37	
	H_0	ASN	H_0	ASN	H_0	ASN
$n_{\max}$						
500	.841	491	.521	497	.190	489
1000	.905	857	.488	952	.089	849
1500	.946	1065	.491	1334	.052	1052
2000	.967	1177	.492	1648	.032	1161
2500	.979	1235	.493	1904	.022	1218
3000	.984	1266	.494	2114	.016	1249
3500	.987	1282	.494	2285	.013	1264
4000	.989	1291	.494	2424	.012	1273
5500	.990	1299	.494	2708	.010	1281

Hundert-Treffer-Strategie

500	.841	497	.521	499	.190	496
1000	.905	906	.488	974	.089	897
1500	.947	1159	.490	1389	.051	1136
2000	.968	1300	.491	1744	.031	1271
2500	.980	1378	.492	2044	.020	1345
3000	.986	1420	.492	2297	.014	1385
3500	.990	1442	.492	2511	.010	1407
4000	.992	1454	.492	2692	.008	1419
5500	.993	1467	.492	3083	.006	1432

Tab. 9 Wahrscheinlichkeiten für die Annahme von H_0 sowie der erwarteten Stichprobenumfänge (ASN) bei Grundgesamtheiten mit dem Schlechtstückenanteil p und dem maximalen vorgegebenen Stichprobenumfang $n_{\max}$ getrennt für die Einzel- und Hundert-Treffer-Strategie (geschlossener Prüfplan $H_0 : p = .33$, $H_1 : p = .37$ und den Fehlern $\alpha = \beta = .01$)

4 Sequentielle Dreientscheidungspläne auf der Grundlage der Binomialverteilung

In den vorangegangenen Abschnitten wurden ausschließlich Untersuchungspläne mit den alternativen Entscheidungsmöglichkeiten "gut" und "schlecht" erörtert. Diese entsprechen den Fragestellungen der amtlichen Lebensmittelüberwachung, bedürfen jedoch zur Anwendung für innerbetriebliche Qualitätskontrollen einer Erweiterung und Umformulierung. Während die substantielle Beschaffenheit bisher nur an den gesetzlichen Normen gemessen wurde, wäre bei der betriebsinternen Überwachung zusätzlich der Gesichtspunkt kostengünstiger Produktion mit einzubeziehen. Zwar muß die Entscheidungsmöglichkeit "qualitativ ungenügend" übernommen werden, um den Produzenten vor Beanstandungen zu schützen, die Beurteilung "qualitativ gut = nicht zu beanstanden" reicht jedoch nicht mehr aus. Statt dessen sind die beiden Bewertungen "unwirtschaftlich hohe Qualität" sowie "einwandfreie und zugleich wirtschaftliche Produktion" einzuführen (vgl. A). Für diese Zielsetzung galt es, in der vorliegenden Arbeit geeignete geschlossene sequentielle Gruppierungspläne mit den drei Beurteilungskategorien "zu gut", "richtig" und "schlecht" (Hypothesen H_1 , H_2 und H_3) bereitzustellen. Derartige Dreientscheidungspläne - zunächst ohne Aufwandsbegrenzung - lassen sich graphisch analog zu den behandelten Alternativplänen (vgl. Abb. 4) darstellen (Abb. 10). Die Stichprobenebene wird durch vier Prüfgeraden in fünf Teile aufgegliedert, der gesamte Indifferenzbereich besteht unter Einbeziehung weiterer Hilfslinien aus drei Zonen.

Im einzelnen lassen sich die Bereiche wie folgt definieren:

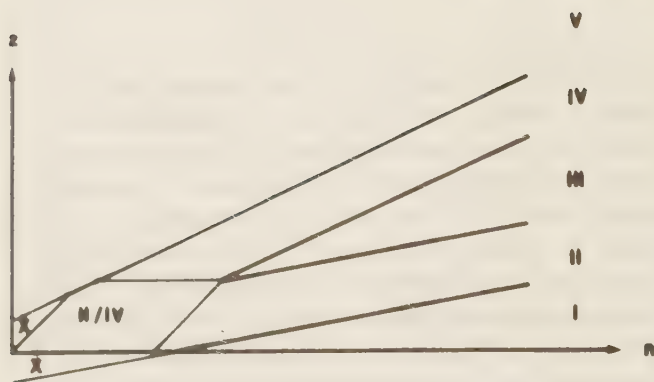


Abb. 10 Skizzierte Stichprobenebene für offene sequentielle Prüfpläne mit drei Entscheidungsmöglichkeiten

- I: Ablehnungsbereich von H_2 und H_3 bei gleichzeitiger Annahme von H_1
- II: Indifferenzbereich zwischen H_1 und H_2 bei vollzogener Ablehnung von H_3
- III: Ablehnungsbereich von H_1 und H_3 bei gleichzeitiger Annahme von H_2
- IV: Indifferenzbereich zwischen H_2 und H_3 nach vollzogener Ablehnung von H_1
- V: Ablehnungsbereich von H_1 und H_2 bei gleichzeitiger Annahme von H_3
- II/IV: Indifferenzbereich zwischen H_1 , H_2 und H_3 , der bei weiterer Prüfung noch alle drei Entscheidungen zuläßt
- X: Beim Prüfungsvorgang nicht realisierbare Bereiche

Die praktische Durchführung einer Prüfung erfolgt ebenfalls in Analogie zu der in den früheren Abschnitten beschriebenen Strategie. Der Eintritt in die Bereiche I, III oder V bedeutet die Beendigung der Prüfung. Liegt dagegen das Ergebnis noch in den Bereichen II/IV, II oder IV, ist die Untersuchung fortzusetzen.

Diese sequentiellen Dreientscheidungspläne können auch als simultane Prüfung mit zwei Untersuchungsplänen, die wiederum je zwei Entscheidungsmöglichkeiten besitzen, aufgefaßt werden. Zur Erstellung eines Dreientscheidungsplanes sind damit vier Fehler und vier Hypothesen festzulegen. Jeweils die benachbarten Hypothesen der beiden Alternativpläne überdecken den gleichen Parameterbereich, so daß sich die zwei Entscheidungspaare "zu gut - richtig" bzw. "richtig - schlecht" ergeben. Hinsichtlich der Argumentation wird folglich mit drei Hypothesen und drei Risiken operiert, wobei sich diese Fehler aus sechs Komponenten zusammensetzen (vgl. Tab. 10).

Bei der Konstruktion wird von einfachen Hypothesen ausgegangen, die in der praktischen Anwendung entweder teilweise (Abb. 11) oder vollständig (Abb. 12) auf zusammengesetzte Hypothesen erweitert werden *). Für die Berechnung der Prüfgeraden können die gleichen Formeln wie in B_2 Anwendung finden.

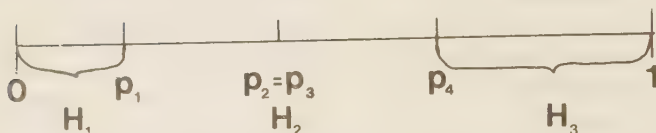


Abb. 11 Darstellung der zusammengesetzten Hypothesen für Untersuchungspläne mit drei Entscheidungsmöglichkeiten (einfache mittlere Hypothese)

In Abschnitt B_1 wurde der Fehler I. Art (α) als Produzentenrisiko definiert. Seine Größe entspricht der Wahrscheinlichkeit, eine Charge als "schlecht" zu bewerten, obwohl sie in Wahrheit "gut" ist. Dagegen bezeichnet der Fehler II. Art (β) das Konsumentenrisiko und damit die Wahrscheinlichkeit, eine Charge als "gut" zu beurteilen, obwohl sie "schlecht" ist. Bei den Dreientscheidungsplänen werden die Fehler in der Weise klassifiziert, daß α die Wahrscheinlichkeit für eine

*) Die Wahl einer einfachen oder zusammengesetzten mittleren Hypothese H_2 ergibt sich aus dem Sachzusammenhang

zu schlechte Beurteilung der Qualität charakterisiert. β dagegen repräsentiert das Risiko, eine Charge günstiger als der Wahrheit entsprechend zu bewerten. Damit bestehen zwischen den Entscheidungen und der Gültigkeit der Hypothesen neun Kombinationsmöglichkeiten. Drei davon beziehen sich auf die jeweils richtige Entscheidung, während sechs Kombinationen eine falsche Beurteilung beinhalten. In Analogie zur Tab. 2 veranschaulicht Tab. 10 diesen Sachverhalt unter Einbeziehung der sechs Fehlerkomponenten.

Der Index 1 bei den Fehlern in Tab. 10 weist auf die Konstruktion der einen Hälfte des Dreientscheidungsplanes mit den Hypothesenanteilen p_1 und p_2 hin, während sich der Index 2 auf die andere Hälfte mit den Hypothesenanteilen p_3 und p_4 bezieht.

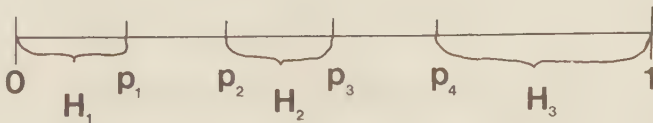


Abb. 12 Darstellung der Hypothesen für Untersuchungspläne mit drei Entscheidungsmöglichkeiten (zusammengesetzter mittlerer Hypothese)

Unter Gültigkeit von

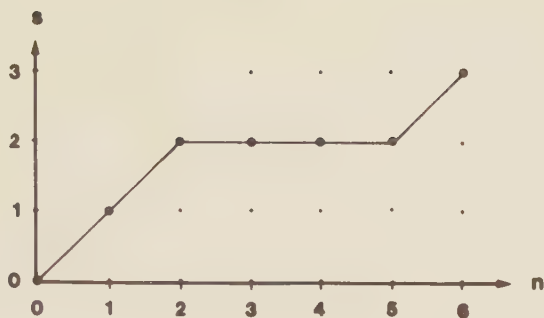
Entscheidung	H_1	H_2	H_3
	richtig	falsch	falsch
L_1	$> 1 - \alpha_1 - \alpha_2^*$	$\leq \beta_1$	$\leq \beta_1^*$
	falsch	richtig	falsch
L_2	$\leq \alpha_1$	$> 1 - \beta_1 - \alpha_2$	$\leq \beta_2$
	falsch	falsch	richtig
L_3	$\leq \alpha_2^*$	$\leq \alpha_2$	$> 1 - \beta_2 - \beta_1^*$

Tab. 10 Wahrscheinlichkeiten für eine Entscheidungsfindung unter Gültigkeit der jeweiligen Hypothese eines Dreientscheidungsplanes

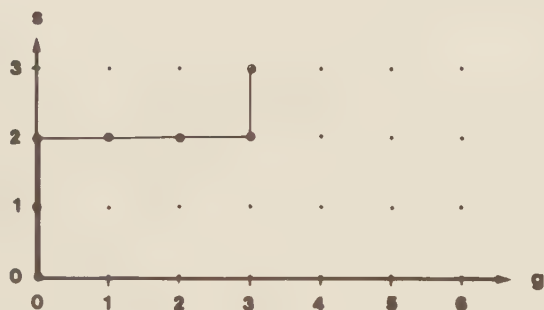
Die Wahrscheinlichkeiten α_2^* und β_1^* (vgl. Tab. 10), die bei der Entscheidung für eine der beiden extremen Hypothesen unter Gültigkeit der entgegengesetzten Hypothese auftreten, bleiben bei den üblichen Prüfplänen sehr klein und können deshalb in praxi vernachlässigt werden. Sie entsprechen dem sog. Fehler III. Art (Biometrisches Wörterbuch, 1968).

Dreientscheidungspläne wurden bereits von einigen Autoren entwickelt und publiziert. Neben der unterschiedlichen Konstruktion variierte bei ihnen auch die Art der graphischen Darstellung. Die Skizzen der Abbildung 13 sollen die differierenden Vorgehensweisen anhand des Stichprobenergebnisses s, s, g, g, s (s = Schlechtstück, g = Gutstück) verdeutlichen.

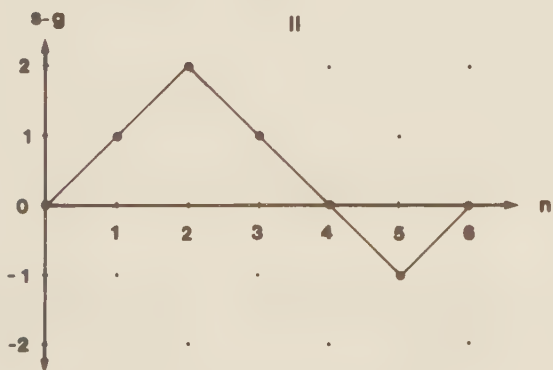
In seiner grundlegenden Veröffentlichung "Sequential Tests of Statistical Hypotheses" hat WALD (1945) über den Zweient-



I



II



III

Abb. 15 s = Schlechtstück, g = Gutstück, $s+g = n$ = Stichprobenumfang

Vorgehensweise nach:

I WALD

II BROSS

III ARMITAGE

scheidungstest hinaus theoretische Ansätze für Verfahren mit drei Entscheidungsmöglichkeiten formuliert. Auf diese Arbeit sowie die Publikation von BARNARD (1946) stützte sich ARMITAGE (1946/47) bei der Konstruktion sequentieller t-tests, die für normal verteilte Merkmale auf der Basis des Zweistichprobenverfahrens gelten. Hierfür wurde eine einfache mittlere Hypothese gewählt. SOBEL und WALD (1949) gaben Prüfpläne für das Einstichprobenproblem an, die ebenfalls auf der Normalverteilung beruhen und mit einer zusammengesetzten mittleren Hypothese arbeiten. Für die gleiche Fragestellung und mit der gleichen mathematischen Argumentation hat DE BOER (1954) Prüfpläne entwickelt, die jedoch auf der Binomialverteilung basieren.

Das Zweistichprobenproblem auf der Grundlage der Binomialverteilung fand besondere Aufmerksamkeit. Um zu entscheiden, ob das Medikament A eine bessere, schlechtere oder annähernd gleiche Wirkung wie das Medikament B aufweist, erarbeiteten BROSS (1952) und ARMITAGE (1957) verschiedene Prüfpläne. Die Prüfeinheiten bestehen aus je zwei Individuen gleicher Disposition, von denen das eine mit Medikament A, das andere mit Medikament B behandelt wird. In die statistische Auswertung gehen nur die diskordanten Paare, d. h. Paare mit unterschiedlichen Meßergebnissen, ein. Analog zu den sequentiellen Gut-Schlecht-Plänen sollte auch im Dreientscheidungsfall der Untersuchungsaufwand aus ökonomischen Gründen begrenzt werden. Dabei ist jedoch zu beachten, daß die vorgegebenen Fehler so beeinflußt werden, daß sie in etwa wieder diesen entsprechen.

Die einfachste Form, den Abbruch bei einem bestimmten Stichprobenumfang, schlug DE BOER (1954) vor. Diese Limitierung entspricht der Vorgehensweise wie sie im Abschnitt B₃ für Prüfpläne mit zwei Entscheidungsmöglichkeiten erläutert wurde. In der Darstellung von DE BOER erscheinen diese Abbruchlinien als Senkrechte zu den Prüfgeraden. Die Identität mit dem Abbruch der Zweientscheidungspläne wird in der graphischen Wiedergabe nach WALD besonders deutlich (vgl. Abb. 14).

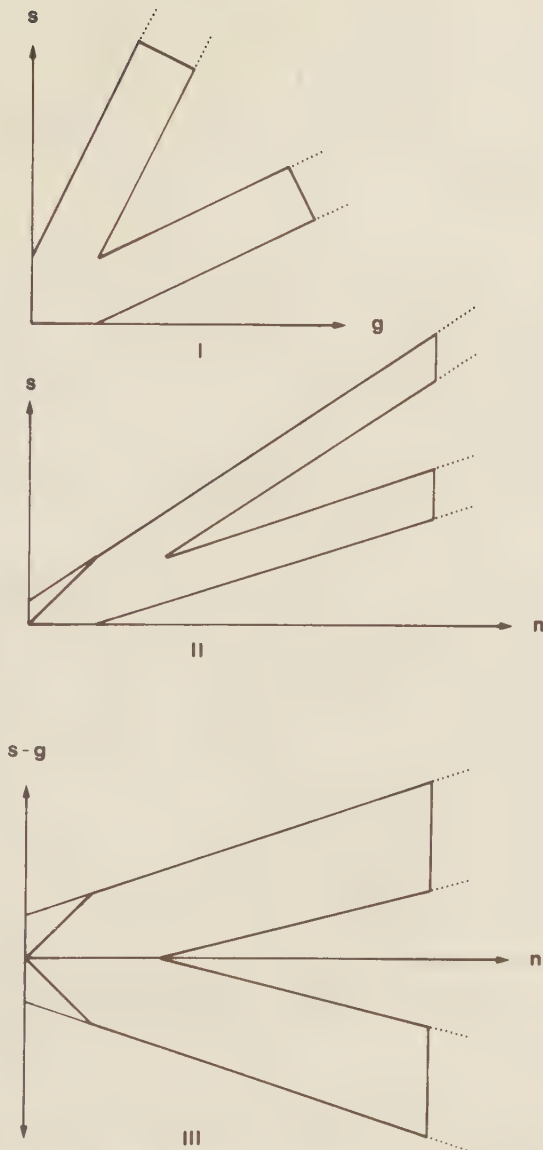


Abb. 14. Abbildung eines geschlossenen Planes nach DE BOER in den Darstellungsweisen:

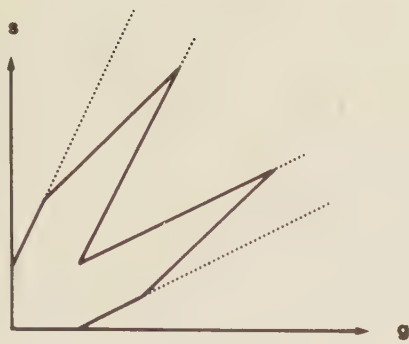
- I ursprüngliche Form
- II nach WALD
- III nach ARMITAGE
- ... entsprechender offener Prüfplan

Zum Vergleich ist das Vorgehen von DE BOER auch nach der Darstellungsweise von ARMITAGE abgebildet. Während die unterschiedliche Beeinflussung der Fehler bei einer symmetrischen Konstruktion derjenigen des verallgemeinerten Zweientscheidungsfalls entspricht, wird sich die Fehlerentwicklung bei unsymmetrischen Dreientscheidungsplänen für alle Risiken unterscheiden.

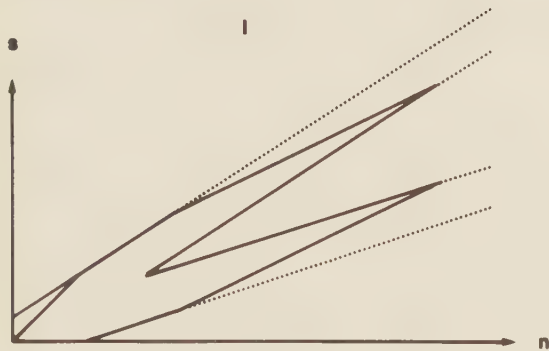
BROSS (1952) schließt seine Pläne nicht bei einem fixierten Stichprobenumfang, sondern bei einer bestimmten Anzahl von Gut- bzw. Schlechtstücken über Zusatzhypothesen, die zwischen p_1 und p_2 bzw. zwischen p_3 und p_4 liegen (vgl. Abb. 15). Gegenüber den vorgegebenen Risiken erhöhen sich fast ausschließlich die fehlerhaften Entscheidungen für die beiden extremen Hypothesen. Allerdings haben weder DE BOER noch BROSS die Änderung der effektiven Risiken exakt berechnet.

Eine weitere Modifikation des Abbruchs sequentieller Dreientscheidungspläne stellte ARMITAGE (1957, 1960) mit den "restricted sequential procedures" vor. Diese Pläne lassen allein die äußeren Prüfgeraden von BROSS bestehen, wie aus den Abbildungen 15 und 16 hervorgeht. Mit Hilfe der Diffusionstheorie berechnet er einen maximalen Stichprobenumfang $n_{\max}$ und schließt an dieser Stelle seinen Prüfplan. Der Abschluß erfolgt jedoch nicht durch eine Parallele zur Ordinate, sondern durch zwei Geraden mit der Steigung 1 bzw. -1, die von den $n_{\max}$ entsprechenden Punkten auf den äußeren Prüfgeraden ausgehend sich im symmetrischen Fall auf der Abszisse rechtwinklig schneiden (vgl. Abb. 16). Diese Geraden können als Abgrenzung des Indifferenzbereiches zum mittleren Entscheidungsbereich dienen, weil danach Entscheidungen für die beiden extremen Hypothesen vor dem maximalen Umfang $n_{\max}$ unmöglich sind.

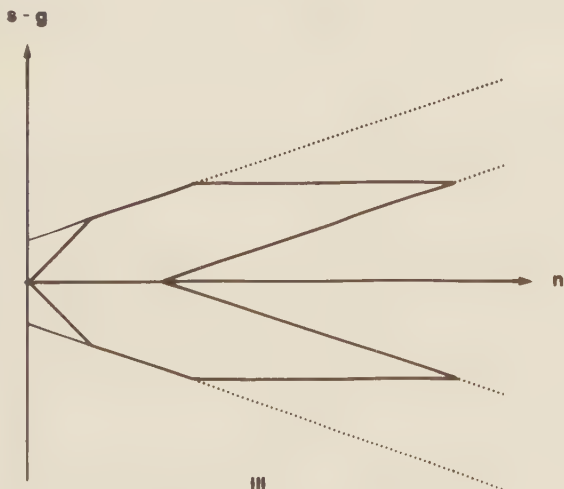
Diese Konstruktion bedingt im Gegensatz zur Strategie von BROSS einen unverhältnismäßig hohen Anteil fehlerhafter Entscheidungen für die mittlere Hypothese.



I



II



III

Abb. 15 Skizze eines geschlossenen Planes nach BROSS in den Darstellungsweisen:

- | | | | |
|----|--------------------|-----|---------------------------------|
| I | ursprüngliche Form | III | nach ARMITAGE |
| II | nach WALD | ... | entsprechender offener Prüfplan |

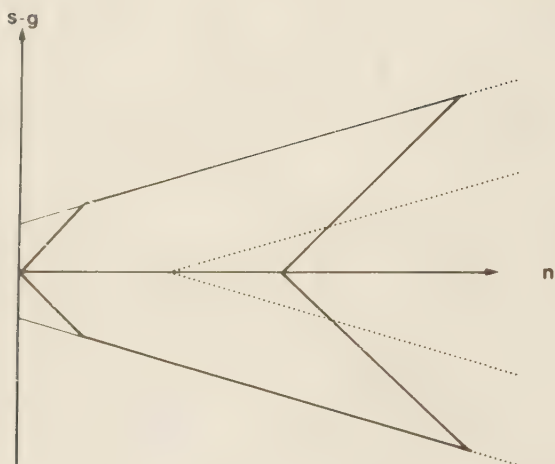


Abb. 16 Skizze eines geschlossenen Planes nach
ARMITAGE

... entsprechender offener Plan

Für den Zweistichprobenfall nahmen WOHLZOGEN und SCHEIBER (1968) die Problematik der Aufwandsbegrenzung sequentieller Entscheidungspläne auf und schlossen einen Kompromiß zwischen den Vorschlägen von ARMITAGE und BROSS. Sie gehen zunächst wie BROSS vor, indem sie den offenen sequentiellen Plan mittels Parallelen zur Abszisse über Zusatzhypothesen bei entsprechender Gut- bzw. Schlechtstückzahl schließen. Die beiden im Indifferenzbereich liegenden Parallelenabschnitte werden halbiert und durch diese Punkte - analog zu ARMITAGE - zwei Geraden mit der Steigung 1 bzw. -1 bis zu den inneren Bereichsgrenzen gezogen (vgl. Abb. 17). Dieses Verfahren erhöht alle vorgegebenen vier Fehler nahezu gleichmäßig.

Für die konkrete Berechnung der geschlossenen Dreientscheidungspläne bezogen auf den symmetrischen Zweistichprobenfall schlagen WOHLZOGEN und SCHEIBER folgenden Weg vor:

Sie gehen von einem Viertel der numerischen Differenz beider extremen Hypothesen aus und erhalten das Zusatzhypothesenpaar im BROSS'schen Sinne, indem sie diesen Wert symmetrisch um 0,5 legen. Lauten die konzipierten Hypothesenpaare z. B. $p_1 = .20$, $p_2 = .50$ und $p_3 = .50$, $p_4 = .80$, so ergeben sich bei gleich großer Fehlervorgabe als Zusatzhypothesen $p_5 = 0.50 - \frac{0.15}{2} = .425$

und $p_6 = 0.50 + \frac{0.15}{2} = .575$.

Weiterhin bestimmten beide Autoren die exakte OC-Funktion auf der Grundlage der MARKOW-Ketten (vgl. B₃). Wenn die effektiven Fehler die vorgegebenen überschreiten, wählen sie einen geringeren Abstand zwischen den Zusatzhypothesen, was einer Vergrößerung des Indifferenzbereiches entspricht. Die Zusatzhypothesen können substantiell nicht begründet werden. Sie stellen vielmehr Hilfsgrößen für die Konstruktion geschlossener Sequentialpläne unter Einhaltung der vorgegebenen Risiken dar.

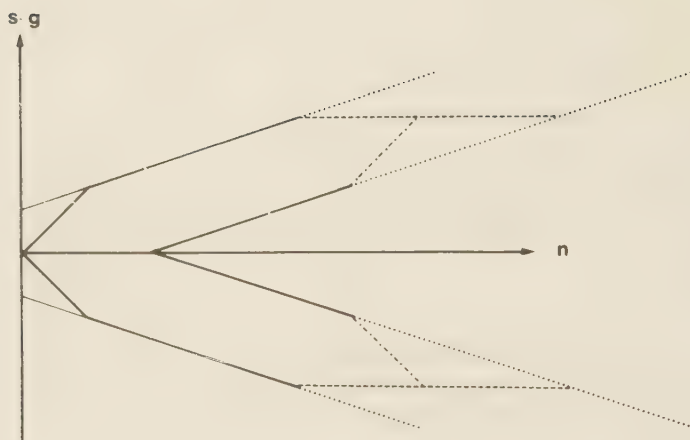


Abb. 17 Skizze eines geschlossenen Planes nach
WOHLZOGEN und SCHEIBER

1. offener Plan
2. ----- Prinzip von BPGSS
3. -.-.- Prinzip von ARMITAGE

Die von WOHLZOGEN und SCHEIBER entwickelte Strategie kann auch auf die Konstruktion asymmetrischer geschlossener Orientierungspläne bei Ein-Stichproben-Problemen angewendet werden, wie sie beispielsweise für die Bewertung des histometrisch ermittelten Bindegewebsanteils erforderlich sind. Die einzelnen Entscheidungen werden für die genannten Parameterbereiche mit festzulegendem Zuverlässigkeitsgrad gefordert, bevorzugt bzw. nicht toleriert.

Diese Gliederung wird für die beiden folgenden Hypothesen-Anordnungen $p_1 = .25, p_2 = p_3 = .30, p_4 = .35$ in Tabelle 11 und $p_1 = .25, p_2 = .29, p_3 = .31, p_4 = .35$ in Tabelle 12 dargestellt. Es handelt sich bei diesen Beispielen um eine Ware, die in einer mittleren Qualitätsstufe produziert werden soll (Vol % Bindegewebe: $25\% < p < 35\%$).

Entscheidungen	gefordert, wenn	bevorzugt, wenn	nicht toleriert, wenn
Es wird "zu gut" produziert	$p \leq .25$	$.25 < p < .275$	$p > .3$
Es wird "richtig" produziert	$p = .30$	$.275 < p < .30$ $.30 < p < .325$	$p \leq .25$ $p \geq .35$
Es wird "schlecht" produziert	$p \geq .35$	$.35 > p > .325$	$p < .3$

Tab. 11

Entscheidungen	gefordert, wenn	bevorzugt, wenn	nicht toleriert, wenn
Es wird "zu gut" produziert	$p \leq .25$	$.25 < p < .27$	$p > .29$
Es wird "richtig" produziert	$.29 \leq p \leq .31$	$.27 \leq p < .29$ $.31 < p \leq .33$	$p \leq .25$ $p \geq .35$
Es wird "schlecht" produziert	$p \geq .35$	$.35 > p > .33$	$p < .31$

Tab. 12

Die Hypothesenanordnung in Tabelle 11 ist für die Kontrolle in der Fleisch- und Wurstwarenproduktion unrealistisch, weil eine einfache mittlere Hypothese die Zielvorstellung eines Produktes mit punktuell definierter Qualität beinhaltet. Das biologische Ausgangsmaterial macht dieses unmöglich. Die in Tabelle 12 angegebene Hypothesenanordnung läßt dagegen einen Qualitätsbereich als "richtig" zu. Deshalb wird im folgenden nur auf einen Plan mit zusammengesetzter mittlerer Hypothese eingegangen.

In den Tabellen 11 und 12 sind die Bereichsgrenzen nicht ganz exakt angegeben, weil die Streuung der Binomialverteilung um .25 geringer als um .35 ist. Diese Auswirkung der Asymmetrie läßt sich durch eine geeignete Formulierung der Zusatzhypothesen korrigieren. Die Zusatzhypothesen werden so gewählt, daß über die ungleichmäßige Beeinflussung der Risiken in etwa die gewünschte Zuverlässigkeit erzwungen wird.

In Abb. 18 ist ein geschlossener Dreieckscheidungsplan für unsymmetrische Hypothesen in der Darstellung von WALD skizziert. Die Konstruktion solcher Pläne erfolgt in sechs Schritten:

1. Berechnung der Prüfgeraden g_1, g_2, g_3, g_4 mit den Vorgaben p_1, p_2, p_3, p_4 sowie $\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2$ nach den in dem Abschnitt B_2 angegebenen Formeln (14) bis (15a).
2. Ermittlung des Schnittpunktes der Geraden g_2 und g_3 . Der Abszissenwert dieses "Keilanzfangpunktes" kennzeichnet den für die mittlere Entscheidung minimal erforderlichen Stichprobenumfang.
3. Berechnung der Geraden g_5 und g_6 über die Zusatzhypothesen p_5 und p_6 mit α_3 und β_3 wie in Stufe 1.
4. Die Annahmereichsgrenze g_1 wird von dem Schnittpunkt der Geraden g_1 und g_5 (ANZU) durch g_5 ersetzt. Analog dazu dient g_6 vom Schnittpunkt der Geraden g_4 und g_6 (ANZO) an als obere Abgrenzung des Indifferenzbereiches.

5. Die Strecke zwischen ANZU und dem Schnittpunkt der Geraden g_5 und g_2 wird halbiert. Durch diesen Halbierungspunkt (MAXU) wird als neue Abgrenzung für den inneren Entscheidungsbereich eine Parallele g_7 zur Abszisse bis zur Geraden g_2 gelegt.
6. Durch den Halbierungspunkt (MAXO) der Strecke zwischen ANZO sowie dem Schnittpunkt der Geraden g_6 und g_7 verläuft mit der Steigung 1 bis g_3 die Begrenzung des oberen Indifferenzbereiches zum mittleren Annahmebereich (g_8).

Um die Auswirkung verschiedener Zusatzhypothesen bei der Schließung des sequentiellen Dreientscheidungsplanes quantitativ zu erfassen, wurden - wie in B_3 - die exakten OC- und ASN-Funktionen auf der CYBER 72 der Freien Universität Berlin ermittelt. Die Berechnungen erfolgten mit einem von HAAS (1972) entwickelten ALGOL-Programm, das allgemein zur Konstruktion geschlossener Dreientscheidungs-Gruppierungspläne herangezogen werden kann.

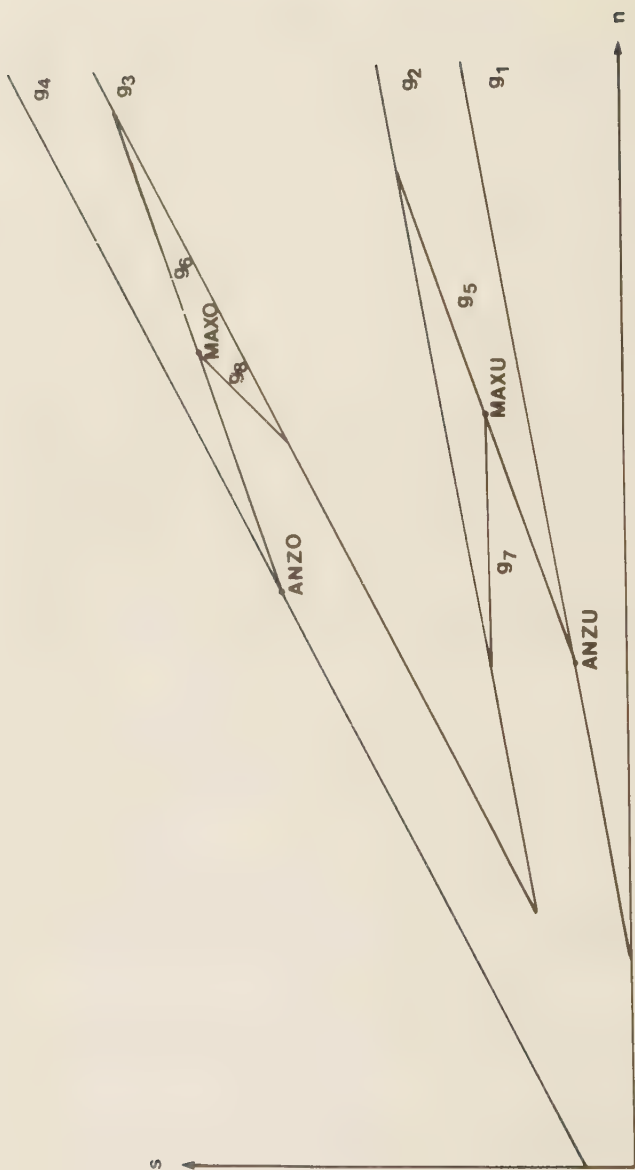


Abb. 13 Gesch. essener Dreifentscheidungsplan für den unsymmetrischen Fall in der Darstellungsweise nach WALD

Aus den Berechnungen für die in Tabelle 12 gewählte Hypothesenanordnung mit den Fehlervorgaben $\alpha_1 = \alpha_2 = \beta_1 = \beta_2 = .01$ resultieren Zusatzhypothesen $p_5 = .2950$ und $p_6 = .3049$ mit $\alpha_3 = \beta_3 = .01$, um die vorgegebenen Fehler zu gewährleisten. Die graphische Darstellung der exakten Operationscharakteristik (vgl. Abb. 19) zeigt gleichzeitig die Annahmewahrscheinlichkeit von H_1 , H_2 und H_3 .

Die exakte Berechnung der Fehler für diesen Plan zeigt, daß die sog. Fehler III. Art in Abb. 13 mit α_2^* und β_1^* bezeichnet kleiner als 10^{-8} sind. Es errechnen sich $\alpha_1 = .0073$, $\beta_1 = .0102$, $\alpha_2 = .0116$, $\beta_2 = .0098$. Bei diesen Angaben wurde die Wahrscheinlichkeit, H_1 anzunehmen, unter Gültigkeit von H_2 nach Definition β_1 genannt. Da die mittlere Hypothese jedoch nicht punktförmig ist, wurde hierbei H_2 mit $.29$ angenommen. Um die exakte Annahmewahrscheinlichkeit von H_2 zu bestimmen, muß theoretisch noch die Wahrscheinlichkeit berücksichtigt werden, daß bei $p = .29$ H_3 angenommen wird. Diese Wahrscheinlichkeit ist jedoch kleiner als 10^{-4} und bleibt daher unberücksichtigt. Aus dem gleichen Grund kann die Wahrscheinlichkeit, bei $p = .31$ H_1 anzunehmen, vernachlässigt werden, so daß sich die Annahmewahrscheinlichkeit für H_2 für diese beiden Punkte als $1 - \beta_1$ bzw. $1 - \alpha_2$ ergibt. Mit diesem Plan sind in etwa die Einflüsse auf die vorgegebenen Fehler gleich groß. Die zugehörige ASN-Funktion ist in Abbildung 20 dargestellt. Ihre Extremwerte liegen zwischen den beiden Hypothesenpaaren in der Größenordnung $n \approx 2300$, was als praktikabel anzusehen ist.

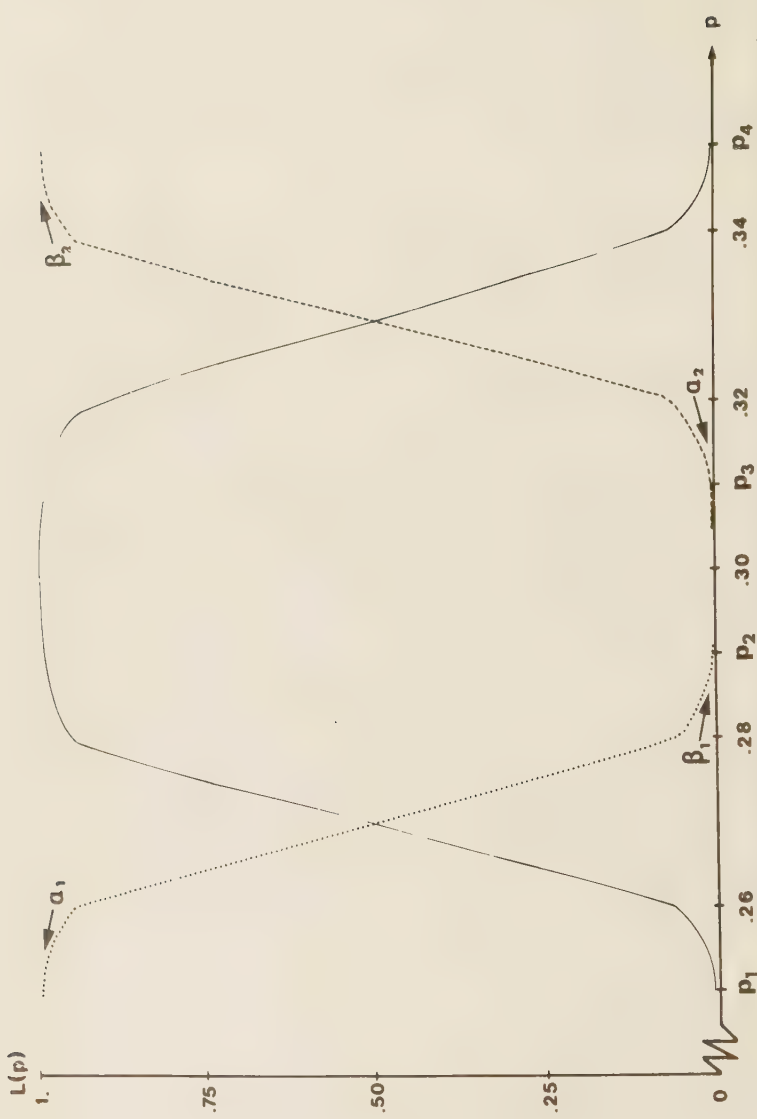


Abb. 19 Operationscharakteristik für einen geschlossenen Dreientscheidungsplan mit der Hypothesengliederung der Tab. 12

... Annahmewahrscheinlichkeit für H_1 — Annahmewahrscheinlichkeit für H_2
 --- Annahmewahrscheinlichkeit für H_3

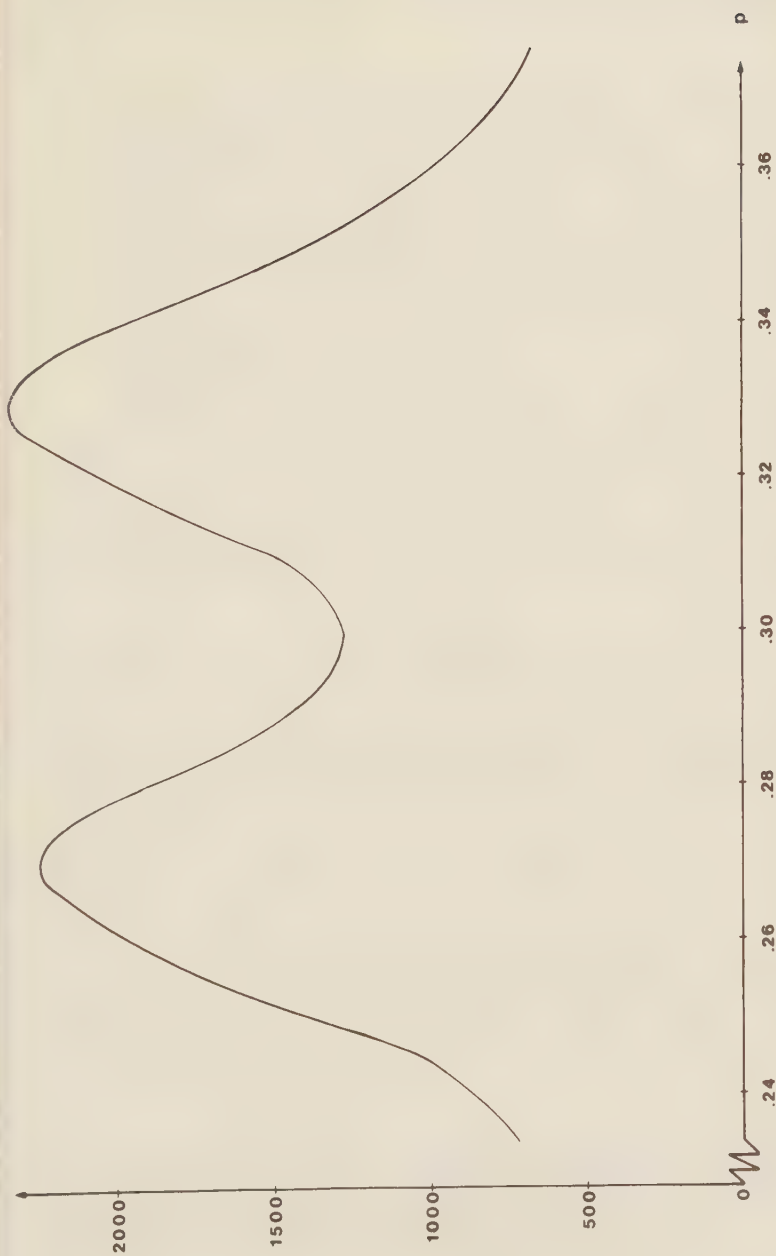


Abb. 20 Erwarteter Stichprobenumfang für einen geschlossenen Dreientcheidungsplan mit der Hypothesengliederung der Tab. 12

5 Sequentielle Dreientscheidungspläne auf der Grundlage der Normalverteilung

Für die Annahme der Binomialverteilung stellt die histometrische Bindegewebsbestimmung in Wurstwaren mit Hilfe des POINT-COUNT-Verfahren ein zutreffendes Beispiel dar. Bedingt durch die Unterscheidung der einzelnen, sukzessiv identifizierten Gewebepunkte in Skelettmuskel- und Kollagentreffer, setzt sich das Untersuchungsergebnis aus aufsummierten Alternativentscheidungen zusammen. Die meisten Qualitätsmerkmale werden jedoch a priori als quantitative Werte ermittelt. Hier würde es einen erheblichen Informationsverlust bedeuten, wenn z. B. der Skelettmuskelanteil in Gulaschkonserven präparativ-gravimetrisch festgestellt, mit einem Sollwert verglichen und die Dosen dann lediglich als "gut" oder "schlecht" beurteilt werden (vgl. B_1). Bei derartig abgeleiteten Alternativentscheidungen wäre die Aussage, wie stark sich der Skelettmuskelanteil vom Prüfwert unterscheidet, verschenkt worden.*)

Daher erscheint es in solchen Fällen sinnvoll, für die Konstruktion statistischer Tests Verteilungen anzunehmen, welche das Ausmaß der jeweiligen Normabweichung mitberücksichtigen. Hierfür kommt vorwiegend die Normalverteilung in Betracht, da stetig veränderliche Merkmale in ihrer Bezugsgesamtheit oft diesem Verteilungstyp folgen. Prüfpläne auf der Grundlage einer Normalverteilung lassen sich in Analogie zu den bisher beschriebenen, auf der Binomialverteilung basierenden Tests (vgl. B_2) entwickeln. Im Zweientscheidungsfall müssen entsprechend zwei hypothetische Mittelwerte (μ_0 und μ_1) vorgegeben und die Fehler I. und II. Art α und β fixiert werden. Der Unterschied zwischen diskreten und kontinuierlichen Merkmalen erfordert es, daß die Hypothesenanteile p_0 und p_1 durch diese beiden hypothetischen Mittelwerte μ_0 und μ_1 ersetzt werden.

*) Es bringt jedoch keinen Vorteil, durch Zusammenfassen in übergeordnete Einheiten ein von vornherein binomial verteiltes Merkmal in eine normal verteilte Größe umzuwandeln, wie es in der Histometrie mit dem Parameter Bindegewebstreffer/Schnitt häufig geschieht (vgl. MATTHIES, 1969; WEISS und HILDEBRANDT, 1971 a)

Auch hier bilden die Prüfgeraden zwei Parallelen, die als Steigung den arithmetischen Mittelwert der beiden Hypothesen

$$s = \frac{1}{2} (\mu_0 + \mu_1) \quad (22)$$

aufweisen (vgl. GRAF, HENNING, STANGE, 1966).

In die Berechnung der Höhen geht neben μ_0 , μ_1 , α und β auch die Größe der Varianz (σ^2) der Bezugsgesamtheit ein. Als Höhen der unteren und oberen Prüfgeraden ergeben sich

$$h_0 = \frac{\ln \frac{\beta}{1 - \alpha}}{\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma^2}} \quad (23)$$

und

$$h_1 = \frac{\ln \frac{1 - \beta}{\alpha}}{\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma^2}} \quad (24)$$

[vgl. auch Formeln (14), (14a), (15) und (15a)].

Aufgrund der Vorgaben sind zwei Punkte der Annahmekennlinie, nämlich μ_0 mit $1 - \alpha$ und μ_1 mit β bekannt.

Mit Hilfe von

$$L(\mu \neq s) = \frac{1 - \frac{t}{t_0} \frac{h_1}{h_0}}{\frac{h_1}{h_0} \frac{t}{t_0}} \quad (25)$$

kann die gesamte OC-Funktion berechnet werden, wobei t analog zu (18) als Hilfsvariable aufzufassen ist, die für gegebene σ^2 über

$$\mu(t) = s - \left(\frac{\sigma^2}{2}\right) \ln t \quad (26)$$

zu den jeweiligen Werten der OC-Funktion führt.

Für den Spezialfall $\mu = s$ gilt in Übereinstimmung mit (17)

$$L(\mu = s) = \frac{\log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{1-\beta}{\alpha} - \log \frac{\beta}{1-\alpha}} = \frac{h_1}{h_1 + |h_0|}$$

Aus der Kenntnis des entsprechenden Punktes der Annahmekennlinie läßt sich der erwartete Stichprobenumfang ebenfalls in Analogie nach (20) und (21) aus

$$E(n/\mu=s) = \frac{h_1 + L(\mu) (h_0 - h_1)}{\mu - s} \quad (27)$$

bzw.

$$E(n/\mu=s) = \frac{-h_0 h_1}{\sigma^2} \quad (28)$$

ermitteln (vgl. auch WALD (1947) S. 122 - 124).

Während die Streuung bei der Binomialverteilung aus der Verteilung selbst hervorgeht, ist sie bei der Normalverteilung ein unabhängiger Parameter, der sich allein aus der Homogenität in der Bezugsgesamtheit ergibt.

Bei Vorgabe der vier Fehler $\alpha_1 = \alpha_2 = \beta_1 = \beta_2 = .05$ ist in Tab. 13 und 14 das Beispiel der präparativ-gravimetrischen Bestimmung des Magerfleischanteils in Gulaschdosen noch einmal aufgenommen worden.

Die Hypothesen

$$H_1 : \mu \leq \mu_1 = .45$$

$$H_2 : .50 = \mu_2 \leq \mu \leq \mu_3 = .55$$

$$H_3 : \mu \geq \mu_4 = .60$$

sagen aus, daß ein Muskelfleischanteil von 45% nicht unterschritten und von 60% nicht überschritten werden darf. Das Betriebsoptimum, welches eine kostengünstige Produktion

ohne Gefahr der Beanstandung ermöglicht, liegt zwischen 50-55%.

In der Tabelle 13 sind die Prüfpläne für eine schlecht durchmischte ($\sigma = .09$), in der Tabelle 14 für eine relativ homogene Charge ($\sigma = .06$) aufgeführt.

N	G1	G2	G3	G4
1	-	-	-	-
2	.47	-	-	1.62
3	.94	-	-	2.20
4	1.42	-	-	2.77
5	1.89	-	-	3.35
6	2.37	-	-	3.92
7	2.84	-	-	4.50
8	3.32	-	-	5.07
9	3.79	-	-	5.65
10	4.27	5.22	5.27	6.22
11	4.74	5.70	5.84	6.80
12	5.22	6.17	6.42	7.37
13	5.69	6.65	6.99	7.95
14	6.17	7.12	7.57	8.52
15	6.64	7.60	8.14	9.10
16	7.12	8.07	8.72	9.67
17	7.59	8.55	9.29	10.25
18	8.07	9.02	9.87	10.82
19	8.54	9.50	10.44	11.40
20	9.02	9.97	11.02	11.97

Tab. 13 Prüftabelle für einen Dreientscheidungsplan mit den Hypothesen

$$H_1 : \mu \leq \mu_1 = .45$$

$$H_2 : .50 = \mu_2 \leq \mu \leq \mu_3 = .55$$

$$H_3 : \mu \geq \mu_4 = .60$$

und gleichen Fehlern $\alpha_1 = \beta_1 = \alpha_2 = \beta_2 = .05$
auf der Grundlage der Normalverteilung
mit $\sigma = .09$

N	G1	G2	G3	G4
1	.26	-	-	.78
2	.73	-	-	1.36
3	1.21	-	-	1.93
4	1.68	-	-	2.51
5	2.16	2.58	2.66	3.08
6	2.63	3.06	3.23	3.66
7	3.11	3.53	3.81	4.23
8	3.58	4.01	4.38	4.81
9	4.06	4.48	4.96	5.38
10	4.53	4.96	5.53	5.96
11	5.01	5.43	6.11	6.53
12	5.48	5.91	6.68	7.11
13	5.96	6.38	7.26	7.68
14	6.43	6.86	7.83	8.26
15	6.91	7.33	8.41	8.83
16	7.38	7.81	8.98	9.41
17	7.86	8.28	9.56	9.98
18	8.33	8.76	10.13	10.56
19	8.81	9.23	10.71	11.13
20	9.28	9.71	11.28	11.71

Tab. 14 Prüftabelle für einen Dreientscheidungsplan mit den Hypothesen

$$H_1 : \mu \leq \mu_1 = .45$$

$$H_2 : .50 = \mu_2 \leq \mu \leq \mu_3 = .55$$

$$H_3 : \mu \geq \mu_4 = .60$$

und gleichen Fehlern $\alpha_1 = \beta_1 = \alpha_2 = \beta_2 = .05$

auf der Grundlage der Normalverteilung mit $\sigma = .06$

In beiden Tabellen sind für jede n-te Analyse die entsprechenden vier Prüfwerte angegeben, die jeweils mit dem aufsummierten Untersuchungsergebnis zu vergleichen sind. Liegt dieser Wert im Indifferenzbereich (vgl. Abb. 10), also zwischen

G1 und G2 oder zwischen G3 und G4, wäre die Überprüfung fortzusetzen, weil noch keine Entscheidung getroffen werden kann. Ist jedoch das aufsummierte Ergebnis kleiner oder gleich G1, wird die Untersuchung mit der Annahme von H1 abgebrochen, während ein Wert zwischen G2 und G3 die Annahme von H2 bedeutet. Die Lage über G4 impliziert den Abbruch bei Annahme von H3. Der Prüfplan der Tabelle 14 gestattet eine mittlere Entscheidung frühestens bei der 5. Untersuchung (vgl. Abb. 10), hingegen tritt diese Möglichkeit bei dem Prüfplan der Tabelle 13 erst ab der 10. Untersuchung auf.

C. Beispielhafte Anwendung sequentieller Dreientscheidungs-
pläne

1 Bindegewebe in grober Mettwurst als qualitativ
ermitteltes Merkmal

Als Anwendungsbeispiel für einen Dreientscheidungsplan auf der Basis der Binomialverteilung wurde die histometrische Bestimmung des Bindegewebsgehaltes in grober Mettwurst ausgewählt.

Bei diesem Erzeugnis wirkt sich der hohe zeitliche Aufwand einer histologischen Untersuchung, bei der das Endergebnis erst nach 2-3 Tagen vorliegt, nicht nachteilig aus. Wegen der geringen Abtrocknung treten kaum Verschiebungen in der Skelettmuskel - Kollagen - Relation auf, so daß von der Zusammensetzung des Ausgangsmaterials direkt auf die Beschaffenheit des Fertigproduktes geschlossen werden kann. Wird eine repräsentative Brätprobe histologisch analysiert, liegt das Resultat bereits vor, ehe die ausgereifte Ware in den Verkehr gelangt. Noch vor der Auslieferung könnten gegebenenfalls Klassifizierung und Auszeichnung direkt aufgrund des Prüfergebnisses geändert werden.

Grobe Mettwurst stellt ein Rohwursterzeugnis mittlerer Qualität dar, damit darf der Bindegewebsgehalt nicht im Bereich der einfachen Qualität liegen. Würde ein Produzent seine Ware auf die obere Grenze einstellen, müßte er mit einer Beanstandungsquote von mindestens 50% rechnen. Andererseits wäre ein Kollagenanteil im Bereich der Spitzenqualität als unwirtschaftlich zu bezeichnen, wenn keine entsprechende Deklaration der Ware erfolgt. Für ein Qualitätsniveau zwischen diesen beiden Extremen könnte ein Überwachungsplan, der drei Entscheidungen ermöglicht (vgl. B4), auf folgenden Hypothesen aufgebaut sein:

$$H_1 : p \leq p_1 = .23$$

$$H_2 : .27 = p_2 \leq p \leq p_3 = .33$$

$$H_3 : p \geq p_4 = .37$$

Hierbei ergeben sich alle 4 Hypothesen aus den sequentiellen Plänen für die amtliche Überwachung, wie sie von HILDEBRANDT und WEISS (1971 b) vorgeschlagen worden sind. p_1 und p_2 entsprechen den beiden Hypothesen des Grenzbereiches für eine Rohwurst der Spitzenqualität, p_3 und p_4 denen für die mittlerer Qualität (vgl. B2).

Für eine Betriebskontrolle sind jedoch diese Hypothesen unzweckmäßig, weil sie die Grenzbereiche der ersten und zweiten Qualitätsstufe vollständig umschließen. Daher besteht für Bindegewebsgehalte im Bereich zwischen .23 und .27 einerseits, sowie .33 und .37 andererseits die Gefahr, daß die Beurteilung von Überwachung und innerbetrieblicher Kontrolle nicht übereinstimmen.

Derartig diskrepante Entscheidungen vermeiden Pläne mit folgendem Hypothesenschema: $p_1 = .21$, $p_2 = .25$, $p_3 = .31$, $p_4 = .35$.

Dagegen ist jedoch einzuwenden, daß der Produktionsbereich zwischen .25 und .31 zu breit gewählt ist. Als Kompromiß wurden für die vorliegende Untersuchung die Hypothesen: $p_1 = .25$, $p_2 = .29$, $p_3 = .31$, $p_4 = .35$ festgelegt, wobei p_1 und p_4 den bisher üblichen, punktuellen Grenzen entsprechen. Weitere Bedingungen an die Strategie sind das Vorgehen mit Treffergruppen (vgl. B4) und das Schließen bei einer vorgegebenen Trefferzahl. Der vollständige Prüfplan zur betriebinternen Kontrolle des Bindegewebsgehaltes einer Rohwurst mittlerer Qualität ist in Tab. 15 aufgeführt. Für die praktische Anwendung dieses Dreientscheidungsplanes wurde in einem Modellversuch das Ausgangsmaterial von grober Mettwurst verwendet. Nach Angabe des Herstellers wies die Originalrezeptur 30% Schinkenfleisch und 70% Bauchabschnitte aus. Diesem Grundbrät wurde in einer Art Verdünnungsreihe bindegewebsreiche Rinderdünnung (80,1 Vol. % Bindegewebe) zugesetzt (Tab. 16).

N	G1	G2	G3	G4
100	4	-	-	56
200	31	-	-	89
300	58	-	-	122
400	85	-	-	155
500	112	-	-	188
600	139	-	-	221
700	166	-	-	254
800	193	239	238	287
900	220	266	271	320
1000	247	293	304	353
1100	274	320	337	386
1200	301	347	370	419
1300	327	374	403	452
1400	354	401	436	485
1500	381	428	469	518
1600	408	455	502	551
1700	435	482	535	584
1800	462	509	568	617
1900	489	536	601	650
2000	516	562	634	683
2100	543	589	667	716
2200	570	616	700	749
2300	597	643	733	782
2400	624	670	766	815
2500	652	697	799	848
2600	682	724	832	878
2700	712	751	865	908
2800	742	778	898	938
2900	772	805	931	968
3000	802	832	964	998
3100	832	859	996	1028
3200	862	869	1029	1058
3222	868	869	-	-
3264	-	-	1076	1077

Tab.15 Prüftabelle eines Untersuchungsplanes für
3 Entscheidungen mit folgenden Hypothesen:

$$H_1: p \leq p_1 = .25$$

$$H_2: .29 = p_2 \leq p \leq p_3 = .31$$

$$H_3: p \geq p_4 = .35$$

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \beta_1 = \beta_2 = .01$$

Zum Schließen des Planes wurden die Zusatzhypothesen

$p_5 = .2950$ und $p_6 = .3049$ mit $\alpha_3 = \beta_3 = .01$ verwendet.

Die einzelnen Gemenge wurden jeweils in Portionen von 1 kg hergestellt, daraus 2 Proben unabhängig voneinander entnommen und gemäß der Richtlinien für die einheitliche Durchführung der histometrischen Untersuchung von Fleischerzeugnissen (Bundesgesundheitsblatt, 1967, 10, S. 286) untersucht. Die Färbung der in Alginat eingebetteten Präparate erfolgte nach Calleja. Für die histometrische Auswertung mit dem Pointcounter wurde ein horizontaler Punktabstand von 1 mm und ein vertikaler Vorschub von 0,5 mm gewählt, womit sich zirka 250 Gewebstreffer pro Schnitt ergaben. Insgesamt wurden bei jeder Probe 3000 Gewebstreffer (= 12 Schnitte) ausgewertet. In Tab. 16 sind die Ergebnisse getrennt nach den beiden Proben sowie als Durchschnitt angegeben. Die Beurteilung nach dem in Tab. 15 dargestellten Plan führte zu den in Tab. 17 angegebenen Entscheidungen mit den dafür erforderlichen Stichprobenumfängen.

Proben Nr.	Ausgangs- material (30% Schin- kenfleisch 70% Bauchab- schnitte)	Zugesetzte Rinder- dünnung	A	B	A + B
1	1 000 g	0 g	23,7	24,4	24,1
2	975 g	25 g	26,9	25,8	26,3
3	950 g	50 g	28,4	28,3	28,3
4	925 g	75 g	31,1	31,1	31,1
5	900 g	100 g	33,0	33,2	33,1
6	875 g	125 g	35,0	34,7	34,9
7	850 g	150 g	36,5	36,6	36,6
8	825 g	175 g	38,7	37,8	38,2
9	800 g	200 g	39,5	40,5	40,0
10	750 g	250 g	44,9	43,4	44,2

Tab. 16 Zusammensetzung der Modellproben und ihre Untersuchungsergebnisse, prozentualer Anteil der Bindegewebstreffer zu Gesamtgewebstreffern von jeweils 3000 ausgewählten Treffern

Probe	Entscheidung	Gewebstrefferanzahl
1 A	H ₁	1700
1 B	H ₁	900
2 A	H ₁	1600
2 B	H ₁	2200
3 A	H ₂	1500
3 B	H ₂	2500
4 A	H ₃	300
4 B	H ₂	1100
5 A	keine Entscheidung bis	3000
5 B	H ₂	1200
6 A	H ₃	1200
6 B	H ₃	1100
7 A	H ₃	700
7 B	H ₃	600
8 A	H ₃	400
8 B	H ₃	500
9 A	H ₃	300
9 B	H ₃	300
10 A	H ₃	200
10 B	H ₃	200

Tab. 17 Ergebnisse der Beurteilung des Bindegewebsgehaltes von Mettwurstchargen (Tab. 16) nach dem sequentiellen Dreientscheidungsplan (Tab. 15)

Die Ergebnisse der praktischen Anwendung zeigen, daß bei diesem Plan der jeweilige durchschnittliche Untersuchungsaufwand annähernd dem Wert der ASN-Funktion entspricht (vgl. Abb. 20). Nur für Probe 5 A, die ein Stichprobenergebnis von 33,0 Vol. % Bindegewebe aufwies, ergab sich selbst nach 3000 ausgezählten Punkten noch **keine Entscheidung**. Erst beim maximalen Stichprobenumfang von 3264 Gewebstreffern (vgl. Tab. 15) war die Annahme der mittleren Hypothese H₂ möglich. Auffällig ist auch die Fehlent-

scheidung bei Probe 4 A. Es muß auf eine unzureichende Homogenisierung dieser Proben zurückgeführt werden, daß von den ersten 300 Gewbspunkten 122 auf Bindegewebstreffer entfielen (= 40,1 Vol. % Kollagen). Nach 3000 Treffern hatte sich der Bindegewebsgehalt mit 31,1 Vol. % auf den erwarteten Bereich eingespielt.

Wird die vorliegende Untersuchungsreihe unter dem Gesichtspunkt des "optimal eingestellten" Bindegewebsgehaltes betrachtet, so mußte das Ausgangsmaterial als unverhältnismäßig bindegewebsarm und damit zu unwirtschaftlich bezeichnet werden. Eine Erhöhung des Kollagengehaltes in den folgenden Produktionsgängen wäre durchaus zu rechtfertigen, indem 50 bis 75 g Ausgangsbrät durch Dünnung oder ähnliches Material ersetzt werden. Andererseits könnte durch leichtes Anheben des Magerfleischanteils eine Ware der Spitzenqualität produziert werden. Die Originalrezeptur ergab zwar eine Ware mit einem Bindegewebsgehalt knapp unter 25 Vol. %, doch sind Beanstandungen in der Einzelprobe nicht mit genügender Sicherheit auszuschließen.

2 Skelettmuskelanteil in Gulaschkonserven sowie Grobfleischanteil von Bierschinken als quantitativ ermittelte Merkmale

Die praktische Anwendbarkeit von Dreieitscheidungsplänen auf der Basis der Normalverteilung wurde für das Merkmal Muskelfleischanteil in Gulaschdosen sowie für den Grobfleischanteil in Bierschinken überprüft. Im Gegensatz zur histometrischen Kollagenanalyse handelt es sich bei diesen zwei Beispielen um die Qualitätskontrolle anhand eines wertbestimmenden Merkmals.

Untersuchungsergebnisse von Gulaschkonserven stellten freundlicherweise Herr Professor Dr. K. GERIGK vom Robert-von-Ostertag-Institut, Berlin (Proben 1 - 22 in Tabelle 20) und Herr Dr. H. Linke von der Bundesanstalt für Fleischforschung, Kulmbach (Proben 23 - 26 in Tabelle 20) zur Verfügung. Die übrigen Resultate (Proben 26 - 52 in Tabelle 20) stammen aus Gegenprobenanalysen der Fachrichtung Lebensmittelhygiene und -technologie des Fachbereiches Veterinärmedizin an der Freien Universität Berlin.

In sämtlichen Proben ist der Muskelfleischanteil als Feuchtsubstanz nach der Präparationsmethode bestimmt worden (vgl. DEUTSCHE LEBENSMITTEL-RUNDSCHAU 66, S. 24, 1970). Dazu werden die Dosen im Wasserbad bei 60°C / 20 Min. erwärmt, der Inhalt in ein Haarsieb gegeben und Schmelzfett sowie Soße durch Abspülen mit angewärmtem Leitungswasser entfernt. Anschließend werden die Festbestandteile nach Skelettmuskulatur, Kollagen und Fettgewebe getrennt. Der Muskelfleischanteil ergibt sich als Prozentsatz der Feuchtsubstanz zu der angegebenen Rohfleischeinwaage. Dieser Wert darf im Chargenmittel 45% und in der Einzeldose 40% nicht unterschreiten, wobei neben einem Abzug für den Binde- und Fettgewebsgehalt von ca. 25% auch der Kochverlust berücksichtigt ist (BARTELS und GERIGK, 1967; GERIGK, 1968; HARMS, 1964). Niedrigere Analysendaten weisen darauf hin, daß entweder die deklarierte Einwaage nicht eingehalten oder zu fett- und bindegewebreiches Material verwendet wurde.

Jeder Dreientscheidungsplan zur innerbetrieblichen Qualitätskontrolle muß die Mindestanforderung von 45% Magerfleischanteil im Fertigprodukt - bezogen auf die deklarierte Frischfleischeinwaage - beinhalten. Der Grenzwert von 40% für die Einzeldose bleibt dagegen für Pläne, bei denen das Qualitätsniveau einer ganzen Charge überprüft werden soll, ohne Bedeutung. Neben der unteren Hypothese $\mu_1 = .45$ können die anderen Hypothesen je nach den Qualitätsvorstellungen eingesetzt werden. Im Plan A wird eine erwartete Magerfleischausbeute zwischen $\mu_2 = .50$ und $\mu_3 = .55$ zugrundegelegt, wie sie bei ordnungsgemäßen Kochungen im Durchschnitt ausfällt (BECK und SCHNEIDER, 1960; GÜTTER, 1967; LERCHE, 1965; LINKE, 1967) und besitzt damit einen breiten mittleren Hypothesenbereich. Dagegen sind die Pläne B und C für eine sehr grenznahe Betriebskalkulation gedacht, wobei 55% Ausbeute an Skelettmuskelfeuchtsubstanz bereits als unökonomisch gelten. Sie unterscheiden sich in der Formulierung einer einfachen ($\mu_2 = \mu_3 = .50$) gegenüber einer zusammengesetzten ($\mu_2 = .475$ und $\mu_3 = .525$) mittleren Hypothese.

Neben der Wahl angemessener Hypothesen muß auch das Maß der Inhomogenität bekannt sein, um auf der Normalverteilung basierende Prüfpläne konstruieren zu können (vgl. B5). Aus Tabelle 20 geht hervor, daß bei 34 der 52 Stichprobenkontingente ein Wert von $s = .06$ nicht überschritten wurde. Weiterhin scheint die Standardabweichung $s = .09$ eine Art Maximalwert darzustellen, der bei fast allen Produktionen eingehalten werden konnte. Für die Standardabweichung $s = .06$ und $s = .09$ wurden sequentielle Dreientscheidungspläne mit den Hypothesenkombinationen A, B und C konstruiert (vgl. Tabelle 18) und zur Beurteilung der 52 Reihenuntersuchungen an Gulaschdosen herangezogen.

Pläne	μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	σ	$\alpha_1 = \alpha_2 = \beta_1 = \beta_2$
A1	.45	.50	.55	.60	.06	.05
A2	.45	.50	.55	.60	.09	.05
B1	.45	.50	.50	.55	.06	.05
B2	.45	.50	.50	.55	.09	.05
C1	.45	.475	.525	.55	.06	.05
C2	.45	.475	.525	.55	.09	.05

Tab. 18 Hypothesengliederung für Dreientscheidungs-
pläne basierend auf der Normalverteilung
mit bekannter Standardabweichung

Der Plan A1 ist in Tabelle 14 und der Plan A2 in Tabelle 13
aufgeführt, während die Prüftabellen für die Pläne B1, B2,
C1 und C2 in Tabelle 19 zusammengefaßt sind.

Prüftabelle des Planes B1

N	G1	G2	G3	G4
1	.26	-	-	.73
2	.73	-	-	1.26
3	1.21	-	-	1.78
4	1.68	-	-	2.31
5	2.16	-	-	2.83
6	2.63	-	-	3.36
7	3.11	-	-	3.88
8	3.58	-	-	4.41
9	4.06	4.48	4.51	4.93
10	4.53	4.96	5.03	5.46
11	5.01	5.43	5.56	5.98
12	5.48	5.91	6.08	6.51
13	5.96	6.38	6.61	7.03
14	6.43	6.86	7.13	7.56
15	6.91	7.33	7.66	8.08
16	7.38	7.81	8.18	8.61
17	7.86	8.28	8.71	9.13
18	8.33	8.76	9.23	9.66
19	8.81	9.23	9.76	10.18
20	9.28	9.71	10.28	10.71

Prüftabelle des Planes B2

N	G1	G2	G3	G4
1	.00	-	-	1.00
2	.47	-	-	1.52
3	.94	-	-	2.05
4	1.42	-	-	2.57
5	1.89	-	-	3.10
6	2.37	-	-	3.62
7	2.84	-	-	4.15
8	3.32	-	-	4.67
9	3.79	-	-	5.20
10	4.27	-	-	5.72
11	4.74	-	-	6.25
12	5.22	-	-	6.77
13	5.69	-	-	7.30
14	6.17	-	-	7.82
15	6.64	-	-	8.35
16	7.12	-	-	8.87
17	7.59	-	-	9.40
18	8.07	-	-	9.92
19	8.54	-	-	10.45
20	9.02	9.97	10.02	10.97

Prüftabelle des Planes C1

N	G1	G2	G3	G4
1	.03	-	-	.96
2	.50	-	-	1.49
3	.96	-	-	2.03
4	1.42	-	-	2.57
5	1.88	-	-	3.11
6	2.35	-	-	3.64
7	2.81	-	-	4.18
8	3.27	-	-	4.72
9	3.73	-	-	5.26
10	4.20	-	-	5.79
11	4.66	-	-	6.33
12	5.12	5.97	6.02	6.87
13	5.58	6.43	6.56	7.41
14	6.05	6.89	7.10	7.94
15	6.51	7.36	7.63	8.48
16	6.97	7.82	8.17	9.02
17	7.43	8.28	8.71	9.56
18	7.90	8.74	9.25	10.09
19	8.36	9.21	9.78	10.63
20	8.82	9.67	10.32	11.17

Prüftabelle des Planes C2

N	G1	G2	G3	G4
1	-	-	-	-
2	-	-	-	-
3	.43	-	-	-
4	.89	-	-	2.56
5	1.35	-	-	3.10
6	1.82	-	-	3.64
7	2.28	-	-	4.17
8	2.74	-	-	4.71
9	3.20	-	-	5.25
10	3.67	-	-	5.79
11	4.13	-	-	6.32
12	4.59	-	-	6.86
13	5.05	-	-	7.40
14	5.52	-	-	7.94
15	5.98	-	-	8.47
16	6.44	-	-	9.01
17	6.90	-	-	9.55
18	7.37	-	-	10.09
19	7.83	-	-	10.62
20	8.29	-	-	11.16
				11.70

Tab. 19 Prüftabellen der Pläne B1, B2, C1 und C2
nach Tabelle 18

In erster Linie fällt an den Ergebnissen in Tabelle 20 auf, daß ein Stichprobenkontingent von 10 - 12 Dosen häufig für eine Entscheidung nicht ausreicht. Insbesondere die Pläne mit der maximalen Standardabweichung $s = .09$ bedürfen eines hohen Stichprobenumfanges. Sie sind daher nur anzuwenden, wenn durch technologische Maßnahmen die Variation zwischen den einzelnen Dosen nicht vermindert werden kann oder bei Unkenntnis des Homogenitätsgrades das Risiko einer Fehlentscheidung vermieden werden muß. Aber auch die Hypothesenwahl beeinflusst deutlich den Prüfaufwand. Erwartungsgemäß benötigt der Plan A die geringste Probenzahl, während von den beiden engen Plänen C den höchsten Aufwand erfordert. Allerdings trifft die Unterlegenheit gegenüber dem Plan B allein für die Annahme der äußeren Hypothesen H_1 und H_3 zu. Die Wahrscheinlichkeit, die mittlere Hypothese zu akzeptieren ist dagegen für die Pläne C höher als für die Pläne B, obwohl nach den Beispielen Nr. 34, 36 und 37 ein anderer Eindruck entsteht. Derartig enge Dreientscheidungspläne können jedoch nur Betrieben empfohlen werden, die aufgrund der Konkurrenzsituation bei billigem Gulasch sehr nahe am Grenzwert produzieren müssen. Es bleibt dann der Betriebskalkulation überlassen, inwieweit sich die Verminderung des Magerfleischanteils unter Berücksichtigung der Kosten eines erhöhten Prüfaufwandes lohnt. Gleichzeitig wäre zu bedenken, daß ein Produktionsniveau von 47,5 - 52,5 % Skelettmuskelausbeute wegen der Inhomogenität des Ausgangsmaterials oft zu Kochungen führen kann, welche den Minimalanforderungen nicht mehr genügen (Beispiel Nr. 1, 2, 3, 6, 27 und 35). Solche Chargen dürften nur noch unter der Bezeichnung "Gulaschsuppe" in den Verkehr gelangen, wenn die deklarierte Grobfleischeinwaage ebenfalls an der unteren Grenze (= 50% des Nettogewichtes) liegt (BARTELS und GERIGK, 1966).

Entscheidungen nach Plan

Probe	n	$\bar{x}$	s	A ₁ bei für	A ₂ bei für	B ₁ bei für	B ₂ bei für	C ₁ bei für	C ₂ bei für
1	10	.403	.055	3 H ₁	8 H ₁	3 H ₁	8 H ₁	8 H ₁	-
2	10	.411	.030	4 H ₁	8 H ₁	4 H ₁	8 H ₁	8 H ₁	-
3	10	.426	.040	5 H ₁	10 H ₁	5 H ₁	10 H ₁	-	-
4	10	.466	.034	-	-	-	-	-	-
5	10	.477	.060	-	-	-	-	-	-
6	10	.481	.109	2 H ₁	-	2 H ₁	-	-	-
7	10	.511	.050	5 H ₂	-	-	-	-	-
8	10	.514	.047	6 H ₂	-	-	-	-	-
9	11	.516	.026	7 H ₂	-	-	-	-	-
10	10	.524	.030	6 H ₂	10 H ₂	-	-	-	-
11	10	.525	.077	7 H ₂	10 H ₂	-	-	-	-
12	9	.537	.073	8 H ₂	-	6 H ₃	-	-	-
13	10	.540	.062	9 H ₂	-	6 H ₃	-	-	-
14	10	.543	.063	6 H ₂	-	-	-	-	-
15	10	.547	.036	6 H ₂	-	10 H ₃	-	-	-
16	6	.548	.052	-	-	-	-	-	-
17	10	.601	.039	7 H ₃	-	4 H ₃	6 H ₃	6 H ₃	-

Probe	n	$\bar{x}$	s	A ₁ bei für	A ₂ bei für	B ₁ bei für	B ₂ bei für	C ₁ bei für	C ₂ bei für
18	10	.619	.067	3 H ₃	-	2 H ₃	3 H ₃	3 H ₃	-
19	10	.622	.072	5 H ₃	8 H ₃	3 H ₃	4 H ₃	4 H ₃	-
20	10	.685	.034	3 H ₃	5 H ₃	2 H ₃	4 H ₃	4 H ₃	7 H ₃
21	9	.687	.075	2 H ₃	4 H ₃	2 H ₃	3 H ₃	3 H ₃	6 H ₃
22	10	.717	.067	2 H ₃	4 H ₃	2 H ₃	3 H ₃	3 H ₃	5 H ₃
23	22	.566	.036	19 H ₂	-	8 H ₃	14 H ₃	16 H ₃	-
24	19	.569	.041	-	-	2 H ₃	8 H ₃	10 H ₃	-
25	25	.586	.037	4 H ₃	-	3 H ₃	5 H ₃	5 H ₃	15 H ₃
26	25	.638	.031	4 H ₃	7 H ₃	3 H ₃	4 H ₃	4 H ₃	9 H ₃
27	6	.424	.078	3 H ₁	-	6 H ₁	-	-	-
28	6	.451	.057	-	-	-	-	-	-
29	6	.463	.091	-	-	-	-	-	-
30	6	.472	.087	-	-	-	-	-	-
31	6	.489	.035	-	-	-	-	-	-
32	12	.490	.047	7 H ₂	-	-	-	-	-
33	6	.490	.047	-	-	-	-	-	-
34	10	.495	.032	9 H ₂	-	9 H ₂	-	-	-
35	12	.496	.104	3 H ₁	-	4 H ₁	-	-	-

Probe	n	$\bar{x}$	s	A ₁ bei für	A ₂ bei für	B ₁ bei für	B ₂ bei für	C ₁ bei für	C ₂ bei für
36	12	.503	.056	9 H ₂	-	9 H ₂	-	-	-
37	12	.503	.025	7 H ₂	-	12 H ₂	-	-	-
38	8	.507	.041	5 H ₂	-	-	-	-	-
39	6	.510	.021	-	-	-	-	-	-
40	12	.513	.065	9 H ₂	-	-	-	-	-
41	6	.516	.020	6 H ₂	-	-	-	-	-
42	6	.519	.018	5 H ₂	-	-	-	-	-
43	12	.538	.045	6 H ₂	-	-	-	-	-
44	6	.545	.016	-	-	-	-	-	-
45	6	.552	.010	-	-	-	-	-	-
46	6	.565	.033	-	-	5 H ₃	-	-	-
47	6	.574	.056	-	-	3 H ₃	-	-	-
48	6	.584	.019	-	-	4 H ₃	-	-	-
49	12	.584	.056	3 H ₃	-	2 H ₃	8 H ₃	10 H ₃	-
50	8	.620	.070	4 H ₃	-	2 H ₃	5 H ₃	5 H ₃	-
51	6	.624	.033	6 H ₃	-	3 H ₃	6 H ₃	6 H ₃	-
52	12	.785	.098	3 H ₃	4 H ₃	2 H ₃	3 H ₃	3 H ₃	6 H ₃

Tab. 20 Untersuchungsergebnisse einiger Gulaschkonserven mit den Beurteilungen nach den Plänen A, B und C

Bei Bierschinken gilt der Grobfleischanteil als maßgebliches Qualitätskriterium. Über die Mindestanforderungen für dieses wertbestimmende Merkmal bestehen zur Zeit unterschiedliche Vorstellungen. Während HILDEBRANDT (1970) 40% Grobfleisch als untere Grenze vorschlägt, geben HARMS (1972) sowie MÜNCH und SCHNEIDERHAHN (1972) einen Wert von 45% an. Andere Autoren (SCHRIENER, 1967; BAUMGARTEN, 1973) empfehlen einen Grenzanteil von 50%, dem die Rechtsprechung in Berlin augenblicklich folgt. Aus diesem Grunde wurde in die folgenden Prüfpläne $\mu_1 = .50$ als untere Hypothese eingesetzt. Die zusammengesetzte mittlere Hypothese wurde symmetrisch im Abstand von 2% um 60% gelegt ($\mu_2 = .58$, $\mu_3 = .62$). Diese breite Spanne zwischen H_1 und H_2 stellt eine Konzession an die starke Inhomogenität des Zweikomponentenkörpers Bierschinken dar. Darüberhinaus stimmen 60% Schinkenanteil mit der Rezeptur vieler Berliner Betriebe überein. Spiegelbildlich ergab sich die dritte Hypothese mit $\mu_4 = .70$, oberhalb derer die Ware bereits als Spitzenqualität bezeichnet werden kann. Mit Hilfe dieser Hypothesen wurden die sequentiellen Dreientscheidungspläne für drei unterschiedliche Standardabweichungen berechnet, wobei sich diese Angaben an Erfahrungswerten orientierten (HILDEBRANDT, 1970; HILDEBRANDT und WEISS, 1971 a). Die entsprechenden Pläne $D1 : s = .06$, $D2 : s = .08$, $D3 : s = .09$ sind in Tabelle 21 aufgeführt. Alle Fehler entsprechen denen der Untersuchungspläne für den Muskelfleischanteil in Gulaschdosen ($\alpha_1 = \alpha_2 = \beta_1 = \beta_2 = .05$). Der praktische Aufwand dieser drei Pläne für unterschiedliche Homogenitätsgrade aber mit gleichen Hypothesen wurde an den Ergebnissen der Modellversuche von HILDEBRANDT und WEISS (1971 a) - ergänzt durch sechs weitere Analysen an Bierschinken bekannter Rezeptur - ermittelt. Alle Resultate sind mit einer modifizierten präparativ-gravimetrischen Methode (HILDEBRANDT, 1970) gewonnen worden, die sich auf die Untersuchung einzelner, in regelmäßigen Abständen entnommener Bierschinkenscheiben beschränkt. Die Ergebnisse

in Tabelle 22 zeigen, daß die weit auseinander liegenden Hypothesen Entscheidungen mit durchschnittlich geringem Prüfaufwand ermöglichen.

Prüftabelle für den Plan D1

N	G1	G2	G3	G4
1	.40	-	-	.79
2	.94	-	-	1.45
3	1.48	1.75	1.84	2.11
4	2.02	2.29	2.50	2.77
5	2.56	2.83	3.16	3.43
6	3.10	3.37	3.82	4.09
7	3.64	3.91	4.48	4.75
8	4.18	4.45	5.14	5.41
9	4.72	4.99	5.80	6.07
10	5.26	5.53	6.46	6.73
11	5.80	6.07	7.12	7.39
12	6.34	6.61	7.78	8.05
13	6.88	7.15	8.44	8.71
14	7.42	7.69	9.10	9.37
15	7.96	8.23	9.76	10.03
16	8.50	8.77	10.42	10.69
17	9.04	9.31	11.08	11.35
18	9.58	9.85	11.74	12.01
19	10.12	10.39	12.40	12.67
20	10.66	10.93	13.06	13.33

Prüftabelle für den Plan D2

N	G1	G2	G3	G4
1	.30	-	-	.89
2	.84	-	-	1.55
3	1.38	-	-	2.21
4	1.92	-	-	2.87
5	2.46	2.93	3.06	3.53
6	3.00	3.47	3.72	4.19
7	3.54	4.01	4.38	4.85
8	4.08	4.55	5.04	5.51
9	4.62	5.09	5.70	6.17
10	5.16	5.63	6.36	6.83
11	5.70	6.17	7.02	7.49
12	6.24	6.71	7.68	8.15
13	6.78	7.25	8.34	8.81
14	7.32	7.79	9.00	9.47
15	7.86	8.33	9.66	10.13
16	8.40	8.87	10.32	10.79
17	8.94	9.41	10.98	11.45
18	9.48	9.95	11.64	12.11
19	10.02	10.49	12.30	12.77
20	10.56	11.03	12.96	13.43

Prüftabelle für den Plan D3

N	G1	G2	G3	G4
1	.24	-	-	.95
2	.78	-	-	1.61
3	1.32	-	-	2.27
4	1.86	-	-	2.93
5	2.40	-	-	3.59
6	2.94	3.53	3.66	4.25
7	3.48	4.07	4.32	4.91
8	4.02	4.61	4.98	5.57
9	4.56	5.15	5.64	6.23
10	5.10	5.69	6.30	6.89
11	5.64	6.23	6.96	7.55
12	6.18	6.77	7.62	8.21
13	6.72	7.31	8.28	8.87
14	7.26	7.85	8.94	9.53
15	7.80	8.39	9.60	10.19
16	8.34	8.93	10.26	10.85
17	8.88	9.47	10.92	11.51
18	9.42	10.01	11.58	12.17
19	9.96	10.55	12.24	12.83
20	10.50	11.09	12.90	13.49

Tab. 21 Prüftabellen für die Pläne D1, D2 und D3

Proben Nr.	Großfleisch- einwaage (Gew. %)	Anzahl der unter- suchten Bierschlin- kenscheiben	Ermittelter Grob- fleischanteil (Gew. %)	s	Entscheidung nach Plan		
					D1	D2	D3
1	45	20	49,2	7,0	bei für 3 H ₂	bei für 11 H ₁	bei für 13 H ₁
2	45	20	48,2	8,9	3 H ₁	5 H ₁	8 H ₁
3	50	20	52,4	7,3	3 H ₂	20 H ₁	20 H ₁
4	50	20	56,7	9,7	8 H ₂	9 H ₂	9 H ₂
5	55	20	62,1	6,4	3 H ₂	7 H ₂	7 H ₂
6	55	20	59,3	7,7	5 H ₂	6 H ₂	6 H ₂
7	60	20	55,2	6,0	12 H ₂	18 H ₂	-
8	60	20	62,6	6,0	4 H ₂	6 H ₂	8 H ₂
9	65	20	62,3	7,9	7 H ₂	12 H ₂	13 H ₂
10	65	20	61,7	8,8	4 H ₃	12 H ₂	13 H ₂
11	70	20	68,9	7,1	8 H ₃	10 H ₃	11 H ₃
12	70	20	69,9	6,4	2 H ₃	5 H ₃	7 H ₃
13	75	20	79,9	5,5	2 H ₃	4 H ₃	4 H ₃
14	75	20	76,2	5,2	2 H ₃	3 H ₃	4 H ₃
15	60	25	59,6	8,7	5 H ₂	8 H ₂	10 H ₂
16	60	25	59,4	5,9	6 H ₂	7 H ₂	8 H ₂
17	60	25	60,3	7,5	10 H ₂	10 H ₂	11 H ₂
18	60	25	60,7	8,7	5 H ₂	6 H ₂	6 H ₂
19	60	14	51,8	5,2	7 H ₁	9 H ₁	14 H ₁
20	60	12	52,0	7,3	2 H ₁	5 H ₁	12 H ₁

Tab. 22 Untersuchungsergebnisse und ihre Beurteilungen nach den Prüftabellen aus Tab. 21

Besonders eindringlich illustriert Tabelle 22 die Abhängigkeit des Prüfaufwandes von der angenommenen Standardabweichung. Grundsätzlich führen Pläne mit niedriger Standardabweichung zur Verringerung der durchschnittlich erforderlichen Probenzahl. Unterschreiten jedoch die unterstellten die tatsächlich vorliegenden Variationsverhältnisse, ist die Gefahr erhöhter Fehlentscheidungen gegenüber den im Plan berücksichtigten Risiken angezeigt. So ergeben sich mit dem Plan D1 bei den Beispielen Nr. 1, 3 und 10 sehr frühzeitig Beurteilungen, die aufgrund der eingesetzten Grobfleischeinwaage sowie des Mittelwertes aus allen 20 Stichproben kaum zutreffen. Nur Prüfpläne, in denen die effektive Variation ausreichend Berücksichtigung findet, gewährleisten das Einhalten der vorgegebenen Risiken. Es ist daher Aufgabe einer verantwortungsbewußten Betriebskontrolle, das Ausmaß der Inhomogenität durch Versuche zu klären und erst aufgrund der gewonnenen Werte Dreientscheidungspläne zu konstruieren. Wo dies nicht möglich sein sollte, wäre in die Tests eine maximale Standardabweichung - im vorliegenden Fall $s = 10$ - einzusetzen.

Bei der Qualitätskontrolle von Bierschinken stellt sich allerdings die Frage, ob der Grobfleischanteil überhaupt einer innerbetrieblichen Überwachung bedarf. Modellversuche an Bierschinken hatten nämlich gezeigt (HILDEBRANDT und WEISS, 1971 a), daß die Höhe der Grobfleischeinwaage dem präparativ-gravimetrisch ermittelbaren Grobfleischanteil im Fertigprodukt sehr gut entspricht. Wird die Rezeptur streng eingehalten, und weist sie einen ausreichenden Schinkengehalt aus, so ist die Ware von vornherein vor Beanstandung gesichert.

Unter bestimmten Umständen kann es jedoch sinnvoll sein, den Grobfleischanteil von Bierschinken anhand eines Dreientscheidungsplanes zu überprüfen. Dies gilt z. B. für Betriebe, die zwar Bierschinken an den Letztverbraucher verkaufen, das Erzeugnis aber nicht selbst herstellen, sondern von

anderen Fabrikationsstätten beziehen. Solche Vertriebsgesellschaften mit einem zum Teil erheblichen Warenumsatz dürfen die Angaben des Produzenten nicht ungeprüft übernehmen. Sie sind vielmehr zu einer eigenständigen Kontrolle verpflichtet.

Auch wenn Hersteller und Verkäufer identisch sind, kann sich eine innerbetriebliche Qualitätsüberwachung als zweckmäßig erweisen. Diese Forderung gilt insbesondere für den Fall, daß die Grobfleischeinlage aus sehr fettreichem Material besteht. Hierbei differieren der eingewogene und der präparativ-bestimmte Schinkenanteil erheblich. Während die Rezeptur summarisch die Schinkengesamtmenge angibt, muß die Kontrolluntersuchung den wertmindernden Fettanteil unberücksichtigt lassen. Sie kann sich nur auf die Relation "grobes Magerfleisch : Brät" stützen. Dieser Tatbestand wird aus den Proben 19 und 20 in Tabelle 22 ersichtlich. Durch Verwendung von Schinkenstücken mit ca. 13% separierbarem Fett stehen einer Einwaage von 60% Grobfleisch 51,8 bzw. 52,0% analytisch erfaßbares Magerfleisch gegenüber, was zur Ablehnung des Erzeugnisses führt.

D. Diskussion

Für die innerbetriebliche Kontrolle des Qualitätsniveaus von Fleischerzeugnissen sind zwei Gesichtspunkte zu berücksichtigen. Zum einen muß das Erzeugnis den entsprechenden Mindestanforderungen, festgelegt in Gesetzen, Verordnungen und der allgemeinen Verkehrsauffassung, genügen. Zum anderen sollte nicht aus übersteigerter Sorgfalt die Qualität zu hoch veranschlagt werden, um eine kostengünstige Produktion gewährleisten zu können. Kontrollpläne, die beiden Forderungen gerecht werden, müssen somit die folgenden drei Entscheidungssituationen umfassen: Das realisierte Qualitätsniveau ist "schlecht", "richtig" und "zu gut".

In der vorliegenden Arbeit wurden Pläne entwickelt, deren Einsatz innerbetriebliche Statuskontrollen von Fertigwaren ermöglichen. Für histometrische Untersuchungen z. B. müssen bedingt durch die Aufbereitung des Probenmaterials zwei bis drei Tage angesetzt werden. Daher können Entscheidungen, die auf solchen Untersuchungen aufbauen, keine Steuerungsfunktionen auf die "laufende" Produktion ausüben. Es ist jedoch eine Umdeklarierung des Erzeugnisses möglich, wenn es noch nicht zum Verkauf gelangt ist. So werden Rohwürste erst nach vollständiger Ausreifung und vorverpackte Waren häufig nach einer dreitägigen Lagerkontrolle in den betriebseigenen Kühlräumen ausgeliefert.

Weiterhin ermöglichen die Entscheidungen der innerbetrieblichen Kontrolle, die Rezeptur für künftige Produktionsgänge entsprechend zu modifizieren. Um die Anteile des Ausgangsmaterials gemäß den Testergebnissen optimal zu korrigieren, müssen die Rohstoffe standardisiert und klassifiziert sein. Auch für derartige Rohstoffkontrollen lassen sich sequentielle Prüfverfahren analog einsetzen, was aufgrund der langfristigen Fleischbevorratung durchaus realisierbar ist.

Die konkreten Pläne zur innerbetrieblichen Kontrolle müssen sich am zu bestimmenden Merkmal bzw. der Art seiner Erfassung orientieren. Bei quantitativ ermittelten Merkmalen sollte Prüfverfahren der Vorzug gegeben werden, die auf einem kontinuierlichen Verteilungstyp aufbauen. Dagegen würde die Überführung quantitativ ermittelter Merkmale in qualitative Aussagen mit einem erheblichen Informationsverlust verbunden sein. In dieser Arbeit dient als Beispiel für ein a priori qualitatives Merkmal der mithilfe des POINT-COUNT-Verfahrens ausgezählte Bindegewebsgehalt in Wurstwaren. Als quantitative Merkmalsbestimmung besitzt das Auswiegen einzelner Komponenten für die Qualitätskontrolle von Lebensmitteln besondere Bedeutung, wobei die Merkmale häufig zumindest approximativ normalverteilt sind. Darunter fällt auch die präparativ-gravimetrische Bestimmung sowohl des Muskelfleischanteils in Gulaschkonserven, als auch der Grobfleischeinlage bei Bierschinken, die als Anwendungsbeispiele besprochen wurden.

Voraussetzung für die Erstellung konkreter Prüfpläne bildet die Festlegung der Hypothesen und Risiken durch den Untersucher. Bei der Problematik der Konstruktion entsprechender Pläne konnte auf die Veröffentlichungen WEISS und HILDEBRANDT (1971 a, b) und HILDEBRANDT und WEISS (1971 b) zurückgegriffen werden. Die Publikationen behandeln sequentielle Prüfverfahren mit den Entscheidungen "Gut" - "Schlecht" auf der Grundlage der Binomialverteilung. Die für die amtliche Kontrolle bestimmten sequentiellen Prüfverfahren bedürfen jedoch der Erweiterung um die dritte Entscheidung "richtig" als optimale Qualitätseinstellung zwischen "zu gut" und "schlecht". Weiterhin müssen die Treffer-Gruppen-Strategie und die Aufwandslimitierung in diese Pläne Eingang finden.

Wie bei den Zweientscheidungsplänen bilden auch bei den Dreientscheidungsplänen die Kenntnis der OC-Funktion

(Wahrscheinlichkeit für die Annahme einer statistischen Hypothese in Abhängigkeit vom tatsächlichen Gehalt einer Bezugsgesamtheit) sowie der ASN-Funktion (erwarteter Stichprobenumfang in Abhängigkeit vom tatsächlichen Gehalt einer Bezugsgesamtheit) die wesentlichen Auswahlkriterien optimaler Kontrollpläne. Die exakte Berechnung dieser Funktionen auf der Basis der MARKOW'schen Ketten ermöglicht bei binomial-verteilten Merkmalen eine detaillierte Planauswahl, wie sie aufgrund der Ergebnisse durch Simulationen nach der Monte-Carlo-Methode kaum möglich wäre. Konstruktion und exakte Charakterisierung beliebiger Dreientscheidungspläne auf der Grundlage der Binomialverteilung sind mit Hilfe der in dieser Arbeit angegebenen Formeln in Verbindung mit dem von HAAS (1972) im Rechenzentrum der Freien Universität Berlin (ZEDAT) dokumentierten ALGOL-Programm "OC- und ASN-Funktion geschlossener sequentieller Dreientscheidungspläne" durchführbar.

Weit häufiger als Tests auf der Basis einer Binomialverteilung werden bei der innerbetrieblichen Kontrolle sequentielle Dreientscheidungspläne für normalverteilte Untersuchungsgrößen benötigt. Die in dieser Arbeit für Gulasch und Bierschinken entwickelten Prüfverfahren setzen die Kenntnis der Streuung in der Bezugsgesamtheit zumindest als Erfahrungs- oder Maximalwert voraus, da im Gegensatz zur Binomialverteilung die beiden Parameter Mittelwert und Streuung bei der Normalverteilung voneinander unabhängig sind. Der Bestimmung der OC- und damit der ASN-Funktion wurde bei Plänen für normalverteilte Merkmale in dieser Arbeit nicht nachgegangen. Ob sich der Weg über Simulationen oder exakte Berechnungen als günstiger erweist, muß späteren Untersuchungen vorbehalten bleiben.

Im Gegensatz zu den Intentionen der amtlichen Überwachung, bei der die untersuchte Probe als Bezugsgesamtheit angesehen wird, müssen Dreientscheidungspläne für die innerbe-

triebliche Kontrolle einen größeren Geltungsbereich umfassen. So bezieht sich das Untersuchungsergebnis von Bierschinken auf eine Kutterfüllung, die Analysendaten bei Gulasch auf eine Charge bzw. Kochung. Bei ausreichender Homogenisierung charakterisiert der histometrisch ermittelte Bindegewebsgehalt ebenfalls einen gesamten Produktionsgang, wie die Ergebnisse der Doppelbestimmung bei grober Mettwurst zeigen. In jedem Fall sollte die Bezugsgesamtheit für jedes zu kontrollierende Fleischerzeugnis von vornherein eindeutig festgelegt werden, um mit dem Ziel einer repräsentativen innerbetrieblichen Qualitätskontrolle Probenziehung, -untersuchung und statistische Auswertung angemessen organisieren zu können.

E. Zusammenfassung

Qualitätskontrollen bei Fleischerzeugnissen sind ausschließlich auf der Basis von Stichprobenerhebungen möglich, weil die Bestimmung der substantiellen Beschaffenheit zu seiner Zerstörung und damit Verkaufsunfähigkeit führt. Nur eine repräsentative Probenziehung gestattet Rückschlüsse auf die untersuchten Merkmale der Erzeugnisse in der Bezugsge-samtheit.

Während der amtlichen Lebensmittelüberwachung die Feststel-lung, ob eine Ware den vorgeschriebenen Normen entspricht oder nicht, ausreicht, benötigen innerbetriebliche Quali-tätskontrollen eine Differenzierung zwischen "zu guter", "richtiger" und "schlechter" Produktion.

Die Entwicklung statistischer Prüfpläne muß einerseits die Qualitätsansprüche des Konsumenten und andererseits die wirtschaftlichen Interessen des Produzenten berücksichtigen. Unter Einbeziehung dieser Aspekte war es das Ziel der vor-liegenden Arbeit, hinsichtlich des Untersuchungsaufwandes und der Aussagekraft ausgewogene Prüfverfahren für die innerbetriebliche Statuskontrolle von Fleischerzeugnissen bereitzustellen.

Ausgehend vom einfachsten Fall eines Stichprobenplanes mit vorgegebenen Umfang wurde die Entwicklung über mehrstufige Tests zu einer aufwandsminimalen sequentiellen Prüfstrategie dargestellt. Durch Erweiterung dieses Folgetests auf den Dreientscheidungsfall "zu gut - richtig - schlecht" ließen sich praxisbezogen Pläne sowohl für qualitativ, als auch für quantitativ ermittelte Merkmale konzipieren.

Am Beispiel grober Mettwurst wurde ein auf der Binomialver-teilung basierender sequentieller Plan konstruiert, indem neben der Treffergruppenstrategie auch die Forderung nach

begrenztem Untersuchungsaufwand Berücksichtigung fand. Zur Qualitätskontrolle von Gulaschkonserven anhand des Magerfleischanteils sowie zur Bewertung der Grobfleisch-einlage in Bierschinken wurden Pläne für quantitative Merkmale aufgestellt und angewendet. Da die gravimetrisch bestimmten Fleischanteile in beiden Produkten approximativ der Normalverteilung folgen, ist die Produktionsstreuung ein vom Mittelwert unabhängiger Parameter. So lassen sich nur bei Kenntnis des Inhomogenitätsgrades angemessene Pläne berechnen.

L I T E R A T U R V E R Z E I C H N I S

1. Anderson, T. W. : Sequential analysis with delayed observations - Journal of the Amer. Stat. Ass., Vol. 59, 1964, S. 1006
2. Armitage, P. : Some sequential Tests of Students Hypothesis - Journal of the Roy. Stat. Soc., Suppl. 8 - 9, 1946/47, S. 250
3. Armitage, P. : Restricted sequential procedures - Biometrika, Vol. 44, 1957, S. 9
4. Armitage, P. : Sequential Medical Trials - Blackwell, Oxford, 1960
5. Barnard, G. A. : Sequential tests in industrial statistics - Journal of the Roy. Stat. Soc., Suppl. 8, 1946, S. 1
6. Bartels, H. und Gerigk, K. : Kommentar zu den "Richtlinien" für Fleischerzeugnisse - Fleischwirtschaft 46, 1966, S. 11
7. Bartels, H. und Gerigk, K. : Beurteilung von Gulasch auf Grund neuerer Untersuchungen - Fleischwirtschaft 47, 1967, S. 713
8. Bartels, H. und Ristow, R. : Brühbratwurst: Veränderungen im festgestellten Bindegewebsgehalt während verschiedener Erhitzungsprozesse - Fleischwirtschaft 50, 1970, S. 935
9. Baumgarten, H.-J. : Die Zusammensetzung von Bierschinken zur Verkehrsauffassung aufgrund von Angaben in der gewerblichen Fachliteratur - Fleischwirtschaft 53, 1973, S. 536

10. Beck, F. und Schneider, W. : Über Fleischzubereitungen - Fleischwirtschaft 12, 1960, S. 935
11. Bross, I. : Sequential medical plans - Biometrics, Vol. 8, 1952, S. 188
12. Choi, S. C. : Truncated sequential designs for clinical trials based on MARKOV chains - Biometrics, Vol. 24, 1968, S. 159
13. Choi, S. C. und Clark, V. A. : Sequential decision for a binomial parameter with delayed observations, Biometrics, Vol. 26, 1970, S. 411
14. Clark, Ch. E. und Weber-Holz, B. : Exponentially distributed random numbers - Baltimore, 1960
15. Dänziger, H. : Sind Probe und Gegenprobe im Sinne des § 6 des Lebensmittelgesetzes bei Rotwurst und Blutwurst vergleichbar? - Vet.-med. Diss., Gießen, 1966
16. De Boer, J. : Sequential test with three possible decisions for testing an unknown probability - Applied Scientific Research, B 3, 1954, S. 249
17. Dodge, H. F. und Romig, H. G. : Sampling Inspection Tables: Single and Double Sampling - New York, London, 2. Aufl., 1959
18. Dollendorf, C. : Kann eine Zweitprobe bei Blutwurstkonserven als Teil einer im Rahmen der amtlichen Lebensmittelüberwachung gezogenen Probe im Sinne der Vorschriften des Lebensmittelgesetzes angesehen werden? - Vet.-med. Diss., Gießen, 1963
19. Gerigk, K. : Untersuchung und Beurteilung von Gulaschkonserven - Fleischwirtschaft 48, 1968, S. 783

20. Gerigk, K. : Weitere Untersuchungen zur Beurteilung von Gulaschkonserven - Fleischwirtschaft 49, 1969, S. 56
21. Graf, Henning, Stange : Formeln und Tabellen der mathematischen Statistik - Springer Verlag Berlin, Heidelberg, New York, 2. Aufl., 1966
22. Grau, R. : Die Problematik der Grenzwerte - Fleischwirtschaft 50, 1970, S. 1171
23. Grüttner, E. : Die Beurteilungs- und Rechtsgrundlagen für den Sektor Fleisch und Fleischerzeugnisse - Deutsche Lebensmittel-Rundschau 64, 1968, S. 215
24. Gütter, E. : Die Überprüfung der Frischfleischwaage - Fleischwirtschaft 47, 1967, S. 480
25. Haas, H.-J. : OC- und ASN-Funktion geschlossener sequentieller Dreientscheidungspläne - ALGOL-Programm dokumentiert im Rechenzentrum der Freien Universität Berlin, 1972
26. Hamaker, H. C. und van Strik, R. : The Efficiency of Double Sampling for Attributes - Journal of the Amer. Stat. Ass., Vol. 50, 1955, S. 830
27. Hanssen, E. : Über den Wert der Stichprobenprüfung bei der Lebensmittelfertigung - Ernährungswirtschaft 15, 1968, S. 60
28. Harms, F. : Gulasch-Konserven - Fleischwirtschaft 44, 1964, S. 529
29. Harms, F. : Der Anteil an Schinkeneinlage in Bierschinken - Fleischwirtschaft 52, 1972, S. 1308
30. Herold, G. : Stichprobenweise Überprüfung von Lebensmitteln - Feinkostwirtschaft 7, 1970, S. 260

31. Hildebrandt, G. : Analysen zur Qualitätsbestimmung von Koch- und Brühwürsten mit Grobeinlagen - Arch. Lebensmittelhyg. 21, 1970, S. 217
32. Hildebrandt, G. und Weiss, H. : Modellversuche an Bier-schinken zur gewerblichen Analyse von grobzer-kleinerten Fleischerzeugnissen - Fleischwirt-schaft 51, 1971 a, S. 935
33. Hildebrandt, G. und Weiss, H. : Statistische Beurteilung histometrischer Analysen im Rahmen der Lebens-mittelüberwachung. 3. Mitteilung: Vergleichende Betrachtung der statistischen Beurteilungsver-fahren histometrischer Analysen unter Praxisbe-dingungen - Fleischwirtschaft 51, 1971 b, S. 1635
34. Hörner, S. v. : Herstellung von Zufallszahlen auf Rechen-automaten - Zeitschrift für angewandte Mathe-matik und Physik, Vol. 8, 1957
35. Jöhnk, M. D. : Erzeugen und Testen von Zufallszahlen : Berichte aus dem Institut für Statistik und Ver-sicherungsmathematik und aus dem Institut für Angewandte Statistik der Freien Universität Berlin, Hrsg. Münzner, H. und Wetzels, W., Würzburg, 1969
36. Kluge, F. : Etymologisches Wörterbuch der deutschen Spra-che, 18. Aufl. - Berlin, Walter de Gruyter, 1960
37. Kotter, L. : Zur Erarbeitung von Leitsätzen für Fleisch und Fleischerzeugnisse im Deutschen Lebensmittel-buch - Fleischwirtschaft 50, 1970 a, S. 1481
38. Kotter, L. : Zur Wertbestimmung von Fleischerzeugnissen - Arch. Lebensmittelhyg. 21, 1970 b, S. 271
39. Kotter, L. und Krause, G. : Der Fleischanteil als ent-scheidendes Kriterium für die Beurteilung von Fleischerzeugnissen - Vortrag auf der Mitglie-derversammlung d. Dt. Fleischwaren- u. Feinkost-industrie, 1969

40. Kraak, W. : Die Bedeutung der allgemeinen Verkehrsauffassung im Lebensmittelrecht - Ernährungswirtschaft 19, 1972, S. A127
41. Lerche, M. : Zur Beurteilung von Gulaschkonserven - Fleischwirtschaft 45, 1965, S. 193
42. Linke, H. und Scheper, J. : Zur Repräsentanz der Stichprobe bei Rohwurst - Arch. Lebensmittelhyg. 17, 1966, S. 54
43. Linke, H. : Der Kochverlust von Gulasch in Abhängigkeit vom Bindegewebe - Fleischwirtschaft 47, 1967, S. 33
44. Matthies, K. : Zur Bewertung von Ergebnissen der histometrischen Untersuchung von Fleischerzeugnissen - Fleischwirtschaft 49, 1969, S. 61
45. Montag, A. : Erstellung von Beurteilungsgrundlagen für Fleisch und Fleischerzeugnisse - Fleischwirtschaft 50, 1970, S. 1223
46. Münch, U. und Schneiderhahn, M. : Das Gesetz über den Vollzug des Lebensmittelrechts in Bayern. Ein Beitrag zur Ermittlung der Verkehrsauffassung - Fleischwirtschaft 52, 1972, S. 587
47. Naeve, P. und Rögner, P. : Zur Bestimmung des Umfanges von einfachen Zufallsstichproben - Deutsche Lebensmittel-Rundschau 67, 1971, S. 15
48. N. N. Biometrisches Wörterbuch - Hrsg. Deutscher Landwirtschaftsverlag Berlin und Verlag für landwirtschaftliche Bücher und Zeitschriften Budapest, Berlin, 1968
49. N. N. Bundesgesundheitsblatt 10, 1967, S. 286
50. N. N. Deutsche Lebensmittel-Rundschau 66, 1970, S. 24

51. N. N. Documenta Geigy - Wissenschaftliche Tabellen,
7. Aufl., 1968
52. Prändl, O. : Erfahrungen mit dem Österreichischem
Lebensmittelbuch. Gedanken über die Neuge-
staltung der Richtlinien für Wurstwaren -
Arch. Lebensmittelhyg. 16, 1965, S. 71
53. Rathke, K.-D. : Die Verbrauchererwartung in § 4
Lebensmittelgesetz - Ernährungswirtschaft 16,
1969, S. A 125
54. Scheiber, V. : Berechnung der OC- und ASN-Funktionen
geschlossener Sequentialtests bei Binomialver-
teilung - Computing 8, 1971, S. 107
55. Schriener : Zusammensetzung von Bierschinken -
Fleischwirtschaft 47, 1967, S. 9
56. Sobel, M. und Wald, A. : A sequential decision procedure
for choosing one of three hypotheses concerning
the unknown mean of a normal distribution -
Annals of Math. Statistics 20, 1949, S. 502
57. Stübler, E. : Qualitätsansprüche an Lebensmittel aus der
Sicht des Verbrauchers - Deutsche Lebensmittel-
Rundschau 64, 1968, S. 349
58. Thalacker, R. : Der Streubereich des Rohproteingehaltes
bei Fleischwürstchen-Chargen - Deutsche Lebens-
mittel-Rundschau 63, 1967, S. 65
59. Tippett, L. H. C. : Random sampling numbers, "Tracts for
Computers", No. XV, Cambridge, 1927
60. Uhlmann, W. : Statistische Qualitätskontrolle - B. G.
Teubner Verl., Stuttgart, 1966
61. Wald, A. : Sequential Tests of Statistical Hypotheses -
Annals of Math. Statistics 16, 1945, S. 117

62. Wald, A. : Sequential analysis - John Wiley & Sons,
New York, London, Sydney, 1947
63. Weiß, H. und Hildebrandt, G. : Statistische Beurteilung
histometrischer Analysen im Rahmen der Lebens-
mittelüberwachung. 1. Mitteilung: Darstellung
und Kritik der bislang eingesetzten Stichproben-
verfahren zur qualitativen Beurteilung von
Fleisch- und Wurstwaren - Fleischwirtschaft 51,
1971 a, S. 1331
64. Weiß, H. und Hildebrandt, G. : Statistische Beurteilung
histometrischer Analysen im Rahmen der Lebens-
mittelüberwachung. 2. Mitteilung: Optimaler
Einsatz sequentieller Stichprobenverfahren zur
qualitativen Beurteilung von Fleisch- und Wurst-
waren - Fleischwirtschaft 51, 1971 b, S. 1511
65. Wetzel, W., bearb. Rubow, G. : Programmieren digitaler
Rechenanlagen, Einführung in FORTRAN, 3. Aufl.,
Berlin, 1969
66. Wetzel, W., Jöhnk, M. D. und Naeve, P. : Statistische
Tabellen, Berlin, 1967
67. Wilks, S. S. : Mathematical statistics - New York,
London, 1963
68. Wohlzogen, F. X. und Scheiber, V. : Computereinsatz zur
Berechnung der OC- und ASN-Funktion einer Gruppe
geschlossener Sequentialtestpläne mittels Monte-
Carlo-Methode - Computer in der Medizin, 1968,
S. 265
69. Wold, H. : Random normal deviates, "Tracts for Computers",
No. XXV - Cambridge, 1948
70. Zabolicki, A. : Die Qualitätskontrolle im Lichte der
mathematischen Statistik - Fleischwirtschaft 51,
1971, S. 1613

Herrn Professor Dr. Hans-Jürgen Sinell darf ich an dieser Stelle für die Überlassung des Themas danken.

Mein Dank geht weiterhin an Herrn Professor Dr. Hartmut Weiss für die wertvolle fachliche Förderung und die Bereitstellung optimaler Arbeitsbedingungen.

Besonderen Dank schulde ich Herrn Assistenz-Professor Dr. Götz Hildebrandt für die gewährte Hilfe bei der praktischen Durchführung der Untersuchungen und Ratschläge bei der Formulierung der Arbeit.

Gleichzeitig möchte ich nicht versäumen, den Mitarbeitern der Fachrichtung Lebensmittelhygiene und -technologie sowie der Fachrichtung Biometrie, die meine Arbeit aktiv unterstützt haben, herzlich zu danken.

LEBENS LAUF

18. VI. 1943 in Berlin geboren als Sohn des
Regierungsoberinspektors Franz Kretschmer
und seiner Ehefrau Gabriele Kretschmer,
geb. Waßmann
- 1963 Abitur an dem Lillienthal-Gymnasium
zu Berlin-Lichterfelde
- 1965 - 1970 Studium der Tiermedizin an der
Freien Universität Berlin
- 1967 Physikum
- WS 1967/68 Studium an der Tierärztlichen
Hochschule Wien
15. II. 1969 - Studentische Hilfskraft am Institut für
30. VI. 1970 Fleischhygiene und Schlachthofkunde
30. VI. 1970 Staatsexamen
30. VII. 1970 Bestallung als Tierarzt
- ab 1. VII. 1970 Wissenschaftlicher Assistent an der
Fachrichtung Biometrie der WE 11,
Fachbereich 8 der Freien Universität
Berlin



